Videreføring av et fraksjonelt forsøk

Master i realfagutdanning, studieretning realfag

Siegfried Palmer

UV-fakultetet

UNIVERSITETET I OSLO

Mai 2008

Forord

Inspirasjonen til oppgaven kom både fra min familie, der nå andre generasjon jobber med forsøksarbeid innen den tyske bilindustrien, og fra min praksis som faglærer innen teknikk og industriell produksjon, der min oppmerksomhet er rettet mot effektiv opplæring av fremtidige fagarbeidere og ingeniører. Flere års praksis med kvalitetssikringsarbeid, både som ansatt og selvstendig næringsdrivende, ga grobunn for fordypningsbehovet. Oppgaven skrives som avsluttende arbeid av min utdanning til LAP master innen matematikk (fordypning statistikk).

Som tysk kvalitetssikringsteknikker var det for meg en selvfølge å gi NS–ISO 9001 (EN 29 001)-normen en sentral plass i arbeidet med oppgaven. Som konsekvens av kravene i normen konsentrerer jeg meg særlig om kvalitetssikring av datamaterialet og om forståeligheten av forsøksinstruksjonene. Oppgavens intensjon er at den burde egne seg til et selvstudium for en forsøksmedarbeider for å kunne anvende teknikken ved en annen problemstilling.

Jeg vil rette en hjertelig takk til prof. Inge Helland for veiledningen underveis, likeledes til min tidlige veileder, cand real Jan Erik Øverlie, for over fem års veiledning gjennom alle studier ved Universitetet i Oslo. Samtidig rettes det en takk til førsteamanuensis Aud Else Berglen Eriksen og prof. Dag Hessen for veiledning innen de biologiske problemstillingene. Videre takker jeg min tidligere kollega Vegar Nereng for tilliten og tillatelsen til å kunne anvende teorien i en problemstilling som er viktig for Nammo Raufoss AS.

Jeg vil heller ikke glemme å takke Kjell Gulbrandsen for språklig grovvask samt min kone, Aida Latypova, for effektiv coaching under fremstilling av oppgaven.

Blindern, 21.mai 2008

Siegfried Palmer

Abstrakt

Fraksjonelle forsøksdesign gir muligheter for kostnadsreduserende forsøksopplegg. Prisen for en slik forenkling er imidlertid at faktorer kan bli konfundert med hverandre.

Det ble utført to $2^{(7-3)}$ fraksjonelle forsøk, ett med en klassisk problemstilling innen mekanisk produksjon og ett der vekstvilkår for enkle potteplanter ble undersøkt. Konfunderingsmønsteret mellom de syv variablene ble undersøkt og analyse foretatt med klassiske statistiske metoder. Planlegging, gjennomføring og dokumentasjon av forsøket ble gjennomført med NS–ISO 9001-normen som rettesnor.

Utledning av oppfølgingsforsøk (med 3^2 fullt faktoriell design) ble basert på signifikanser, vist ved forutgående forsøk. Ved industriforsøket kunne det ikke vises til relevante signifikanser for oppdragsgiveren. Som konsekvens av dette ble nye variabler innført ved det videregående forsøket. Industriforsøket ble kjørt i første omgang uten gjentak, og ved oppfølgingsforsøket ble kun senterpunktet repetert. Dette medførte reduserte analysemuligheter. Ved anvendelsen av samme metode i den biologiske problemstillingen kunne det skisseres hvor mye informasjon går tapt når det ikke kjøres gjentak.

Det biologiske forsøket kunne følges opp basert på signifikanser, og det kom frem at rotmedium, en tidligere skjult variabel, var den viktigste faktor for spiringen av frøet. Responsflatene av det biologiske oppfølgingsforsøket kunne utledes basert på signifikante tendenser av minst én variabel. Industriforsøket, derimot, pekte på at feilen ved kast av indre gjengeparti mot sylinderflaten antakelig ikke som tidligere antatt skyldes herdeprosessen.

Nøkkelord: Fraktsjonelle faktorielle design, Analyse av kontraster, Signifikans, Utledning av oppfølgingsforsøk, Responsflater, kvalitetssikring av datamaterialet, NS–ISO 9001 (EN 29 001)-norm.

Innhold

1. Statistiske metoder for forsøksplanlegging

1.1) Systematisk forsøksplanlegging

Diskusjonen om riktig og systematisk planlegging av forsøk har lang tradisjon i både forskning og håndverk. Problematikken ligger i å kunne systematisere hva en erfaren forsker kan foreta seg som rutine og hva den erfarne håndverksmesteren lærer bort til sin lærling ved å vise praktiske metoder for feilsøkning.

I denne avhandlingen vil jeg sette fokus på statistiske verktøy som letter arbeidet med denne systematiseringen og resonnere meg frem til et tilnærmet optimalt forsøksvalg (forsøksdesign). Argumentene som styrer metodevalget, vil selvfølgelig være preget av faglig viktige momenter, men skal verifiseres gjennom statistisk analyse.

Det vil gå frem at selve tallmaterialet har mye sterkere utsagnskraft enn hva man som praktiker ofte antar. Systematiske forsøksdesign bidrar til å avsløre sammenhenger på en effektiv og rekonstruerbar måte, og statistisk analyse av forsøksresultatene lager et solid grunnlag for beslutninger som vil bli tatt som konsekvens av resultatene.

Forsøksplanlegging handler om tett samspill mellom tradisjonelt forskning og praktisk fagkunnskap. Det forekommer ofte at enkle praktiske saksforhold styrer prosessen mer enn ønsket, og oppgaven gir en utfordring til å møte en slik problemstilling i praksis.

Oppgaven skrives som avsluttende arbeid i min utdanning som lektor i matematikk (fordypning statistikk). Dermed vil spørsmålet om hvordan riktig forsøksplanlegging kan videreformidles stå sentralt i mine drøftinger. Industrien byr på mange utfordringer innen veiledning for planlegging og gjennomføring av forsøk; det kreves gjennomtenkt didaktikk for å kunne nå frem med kunnskapen til den lærende, især dersom en må lære industriarbeidere opp i å gjennomføre planlegging av enkle forsøk eller riktig innsamling av data for videre analyse. I henhold til ISO 9001 (EN 29001)-normen er kravene for skolering av personell som utfører kvalitetsrelevante oppgaver definert på følgende måte: *” Personnal performing specific assigned tasks shall be qualified on the basis of appropriate education, training and/or experience, as*

required. Appropriate records of training shall be maintained." (EN 29001, punkt 4.18, 1987). Oppgaven har som mål å tilfredsstille disse krav ved at sammenhengene forklares på en lettlest og forståelig måte slik at en ny medarbeider i en forsøksavdeling vil kunne tilegne seg grunnleggende kunnskaper gjennom gjennomgang av oppgaven for å anvende den fremstilte teorien i praksis.

Praktiske erfaringer fra min tidligere fartstid som kvalitetssikringsmedarbeider tilsier at over 30 % av feilene kommer fra første hånd, dvs. at feilen oppstår ved innhenting og/eller innsamling eller opparbeiding av data.

Dr. ing. Robert Schmitt går i sin forelesning om kvalitetsmanagement ved Fraunhofer Institutt for produksjonsteknikk enda lengre; ved hjelp av en grafisk fremstilling *(Vorlesung 4, side 10)* viser han at kostnadene for å unngå feil i definisjonsfasen ligger omtrent på 1 % i forhold til kostnader, forårsaket gjennom produksjonsforstyrrelser som skyldes feilen. Går en enda lengre og bruker det feilaktige produktet, kan en forvente en kostnadsøkning på minst en tierpotens til.

Dette viser viktigheten av klart definerte rutiner når grunnlaget for forsøkskonseptet skal skaffes og datamaterial skal innsamles og forarbeides.

Jeg vil tilføye at jeg mange ganger har observert at det fortsatt eksisterer en noe lite utviklet disiplin når det gjelder håndtering av data. Konsekvensene av begivenheter utenom det normale, såkalte outliere, er ofte ikke så lett synlige, og forfalskning av datamateriell blir ofte ikke tatt alvorlig nok av dem som samler inn datamaterialet, oftest motivert ved å unngå det ubehagelige merarbeidet. Det er heller ikke sjelden at spørreundersøkelser utføres med ledende spørsmål: elevene utfører lærerevalueringen i "samarbeid" og ikke hver for seg. Ved psykologiske tester kan testdeltakerne ofte bli tvunget til å krysse av for et svar selv om de delvis ikke forstår spørsmålet eller helst ikke vil svare på det i det hele tatt. Også prosedyrer for innhenting av datamaterialet kan være mangelfulle. Å notere måleresultater på løse ark i vind og regnvær ved en feltekskursjon medfører stor fare for at arket blir blåst bort i det rette øyeblikket, noe som resulterer i at arbeidet må utføres en gang til. Det har også forekommet forandring av data i ettertid, eller manglende merknader når et

måleresultat er beheftet med ekstra stor usikkerhet. Folkelig talt er jo dette ”bare tall”, men konsekvensene av slike uaktsomheter tenkes det ikke over når tallmaterialet produseres.

Systematisk forsøksplanlegging må derfor begynne med at rutiner for definisjon, produksjon og håndtering av datamaterialet skjer i henhold til EN 29 001-forskriften: *”All quality recods shall be legible and identifiable to the product involved.”* (EN 29001, punkt 4.16, 1987).

Riktig forsøksdesign vil bidra til å systematisere fremgangsmåten – å bevege seg bort fra ”prøve- og feilemetoden” til riktig bruk av analyseverktøy og forsøk med størst mulig repetisjonsnøyaktighet. NS – ISO 9000- (eller EN 29 000-) normen gir veiledende forskrifter for hvordan et kvalitetssikringssystem skal bygges opp for å unngå slike feil ved produksjon og forvaltning av datamaterialet. Ikke uten grunn har denne normen blitt en utbredt målestokk for riktig forskning og kvalitet i produksjon i alle bransjer.

1.2) Faktorielle design

Forsøksplanlegging begynner med at forskeren skaffer seg oversikt over problemstillingen og de mest grunnleggende omgivelsesbetingelser for forsøket. Deretter følger valg og drøfting av relevant responsvariable (oftest en vektor) og analyse av variablene som kan endres under forsøket. Oftest er samspillet mellom faktorene det egentlige problemet, noe som krever flerdimensjonalt tenkning.

”Det enkleste er oftest det beste” er et ofte sitert slagord både i industrien og i pedagogiske kretser. Utfordringen for en forsøksdesigner ligger nettopp i å kunne kjøre den første forsøksrunden med meget lave kostnader. Dette er blant annet et argument for å valget av en *fraksjonell* forsøksdesign med kun to nivåer i første omgang.

Det er oftest en balansegang mellom kvantitativ og kvalitativ vurdering. Ved kvalitativ vurdering er muligheter for å ta med alle innspill svært gode: Et budskap som er fremmet ved språk har stor allsidighet, og det er enklere i bruk ved fremvisning av data enn tilpasning til matematiske modeller som kreves ved kvantitativ analyse. ”Outliere” kan enkelt forklares og fremstilles uten at konteksten rundt budskapet blir skadelidende.

Kvantitativ vurdering krever mer forarbeid for å skaffe det nødvendige grunnlaget til vurderingen. Opplysninger som kan være av interesse, må først innordnes i et skjema som igjen må være klart definert på forhånd. Uklarheter eller unøyaktigheter vil ha som konsekvens at den informasjonen som en får ut av analysen, kan klassifiseres som ubrukbar. Det blir utført en – på forhånd eksakt definert – sortering av informasjon før analysen av datamaterialet kjøres. Fordelen ved kvantitativ arbeidsmetode er muligheter for statistisk analyse og avdekking av skjulte sammenhenger mellom faktorene. Godt forarbeid ved sorteringen av datamateriellet gir analysemuligheter som går langt ut over de mulighetene en kvalitativ vurdering kan gi. Prisen for en slik ”sortering” eller kvantifisering er selvsagt at noe av informasjonen går tapt og at uvanlige observasjoner kan gi stor innflytelse på analyseresultatet, i særdeles ved signifikanstester med utstabile parametere. Som et

enkelt eksempel kan vi nevne karaktersettingen i den videregående opplæringen, der veldig mye informasjon om eleven går tapt ved at vitnemålets utsagn reduseres til et karaktertall. Dette er årsaken hvorfor Rudolf Steiner-skolene alltid bruker kvalitativ tilleggsvurdering når vitnemålet til eleven skrives ut. Av egen erfaring som lærer i både yrkes- og fellesfag kan jeg nevne meget positive og målrettede resonanser av slikt tilleggsarbeid som lønner seg når en ønsker å oppnå maksimal resultat, både faglig og sosialt, ved undervisningsarbeidet.

Oftest vil en kombinasjon av både kvantitativ og kvalitativ analyse brukes. Ved utforming av forsøksdesign beskrives situasjonen og systemet som dataene skal analyseres så eksakt og omfattende som mulig, mens beregninger brukes for å få frem utsagn fra forsøket.

En av de vesentlige styrkene for kvantitativ analyse er at resultatene er rekonstruerbare når andre enn forfatteren av budskapet skal sette seg inn i saksforholdet. Feiloppfatninger grunnet forskjellig tolkning er meget begrenset gjennom de allmenne matematiske reglene som statistisk dataanalyse retter seg etter. Ved f.eks. en faktoriell design blir fremgangsmåten for å komme frem til forsøksplanen systematisert og konkret definert:

Under antakelse av linearitet velges det i første omgang kun to forskjellige verdier eller nivåer per variable (som helst skal ligge langt fra hverandre), markert med ”+”og ”-”. Dette danner grunnlaget til en 2^k faktoriell design der k står for antall variabler. Dersom $k = 3$, vil sammenhengen f.eks. kunne fremstilles som en kube.

Det er viktig at responsen antas til å være helst lineær, i hvert fall monotont stigende eller monotont avtagende. Dersom det ligger en ekstrema mellom de valgte nivåer, kan faktoren vise seg som ikke signifikant selv om den i høyeste grad kan være det. Dersom avstanden mellom nivåene blir valgt for lite, vil informasjonen av forsøket bli tilslørt med støy. Dersom en ønsker å få ut mest mulig informasjon, vil det imidlertid være nødvendig å kjøre 2^k forsøk, noe som fort resulterer i høye kostnader og oftest unødvendig arbeid.

Ved å kjøre en fraksjonelt forsøksdesign reduseres antall forsøk tilsvarende. Eksponenten blir redusert; det blir kun 2^{k-n} forsøk, der *n* står for antall variabler som skal genereres av andre. Konsekvens er at en del effekter blir sammenblandet (konfundert), og dermed blir informasjonen som en får fra forsøket ikke helt entydig lenger. Vi skiller mellom

1. **Årsakssammenheng**
   Hendelsen (f.eks. responsen Y) inntreffer når forutsetningen (årsaken X) inntreffer. Responsen kan f.eks. inntreffe når kun X er oppfylt (det enkleste tilfellet).

2. **Felles årsak**
   Flere responsvariabler, f.eks. Y_1, Y_2 … Y_n (som ikke nødvendigvis er avhengige av hverandre), kan ha felles årsak X. Et slikt forhold mellom X og Y_1, Y_2 … Y_n er i matematisk sammenheng, oftest brukt for funksjoner, definert som **injektiv**. Ved statistiske sammenhenger kunne begrepet anvendes analogt, men siden alle utsagn i statistisk analyse er beheftet med en støyfaktor (som selvsagt kan være meget liten), er bruken av denne matematiske definisjonen ikke helt korrekt.

3. **Felles respons**
   En respons (f.eks. Y) kan ha forskjellige årsaker (f.eks. X_1, X_2 … X_n) som ikke nødvendigvis har innflytelse på hverandre. Et slikt forhold mellom X_1, X_2 … X_n og Y er i matematisk sammenheng definert som **surjektiv**. Også her henvises til anmerking som er nevnt i punkt 2.

4. **Konfundering**

   Dersom responsen ikke entydig kan tilordnes til en variabel, har vi en konfundert situasjon: *"Two variables are confounded when their effects on a response variable cannot be destinguished from each other. The confounded variables may be either explanatory variables or lurking variables."* (Moore, McCabe 2003, s.182). Variablene X_1, X_2 *eller* X_3. kan f.eks. ha Y som felles respons, men det er uklart hvilken andel av innflytelsen som skyldes hver variabel, og hvilken innflytelse variablene har seg i mellom. Når f.eks. sammenhengen mellom X_1 og Y skal drøftes, defineres X_2 og X_3 som aliasser til X_1.

Forsøk koster penger og tid. Derimot gir forsøk viktig informasjon som vi er ute etter. Utfordringen ligger dermed i at en får ut mest mulig informasjon med færrest mulig forsøk og gjentak. Ved forkunnskap om eventuelle sammenblandingseffekter kan derimot informasjon om mulige forsøksresultater likevel i stor grad fremkomme med få forsøk. Fortegnsmønsteret velges etter visse regler som kan gi maksimal informasjon.

Oppgaven gir utfordringen til å få ut mest mulig nyttig informasjon, takket være en slikt "kostnadsgunstigere" design, noe som oftest er nødvendig i praksis siden kostnadene er svært høye. Ved kjøring av oppfølgingsforsøk med flere nivåer vil derimot vunnet informasjon kunne styrkes slik at vi kan ende opp med ca 70-80 % av informasjon til en fjerdedel av forsøkskostnadene. Det gjelder å velge en design som er så nøyaktig som nødvendig og så kostnadsbesparende som mulig. Å kunne konsentrere resurser for oppfølgingsforsøk vil gi en bedre utnyttelse av ressursene.

Forsøksplanen angir hvilke variabler som kombineres i hvilke nivåer ("+" eller "-" for tilsvarende verdi *a* (oftest høy) og *b* (oftest lav)). En full faktoriell design inneholder alle mulige fortegnskombinasjoner. Derimot må fortegn genereres av variabelkombinasjoner dersom en ønsker å kjøre den vesentlig kostnadsgunstigere *fraksjonelle* faktorielle designen. Dette medfører at noe informasjon ikke kommer

frem – dette må tas til etterretning når oppfølgingsforsøk planlegges eller konklusjoner allerede etter første forsøk skulle bli trukket.

1.3) Teoretiske betraktninger for valg av en fraksjonell forsøksdesign

Ved et 2^k faktorielt forsøksdesign skal vi estimere *k* faktorer – i oppgaven skal det kjøres forsøk med *k* = 7 faktorer. Faktorene benevnes med bokstavene A, B, C, D, E, F og G, og det ville være nødvendig med til sammen 2^7 = 128 forskjellige kombinasjoner. Dersom antall kombinasjoner skal reduseres, må noen av faktorene genereres ved hjelp av andre faktorer. Antallet faktorer som skal genereres ved hjelp av andre er gitt ved *n*. Vi kan f.eks. generere G med A*B*C*D*E*F og får da $2^{(7-1)}$ = 64 kombinasjoner, dermed et halvt faktorielt design, men faktoren G estimeres da sammenblandet med de andre faktorene, noe som fører til en konfundering. Responsen av forsøksoppsettet med G-faktoren avhenger ikke klart av G, men kan også være avhengig av A, B, C, D, E og F.

Antall faktorer som styrer fortegnsmønsteret er da *k*-*n*, og det blir dermed $2^{(k-n)}$ kjøringer i forsøksoppsettet. Det er kun to nivåer; dermed kan nivåene merkes med +1 og – 1 (eller + og -). Vi ser at en faktor multiplisert med seg selv vil gir en kolonne med enere som er identiteten (I).

Videre har vi G = A*B*C*D*E*F og G*G = A*B*C*D*E*F*G = I. Dermed har den minste generatorrelasjonen for identiteten syv elementer; det foreligger med dette en $2^{(7-1)}$ fraksjonell faktoriell design **resolusjon VII.**

Ved et $2^{(7-4)}$ fraksjonelt faktoriell design, som problemstillingen i oppgaven krever, vil fortegn og med dette valg av forsøksnivå genereres eller styres av kun tre variabler og dens kombinasjoner, dvs. A, B, C, A*B, A*C, B*C og A*B*C.

Beregninger gir

D = A*B; dermed: D^2 = A*B*D = I

E = A*C; dermed: E^2 = A*B*E = I

F = C*B; dermed: F^2 = C*B*F = I

G = A*B*C; dermed: G^2 = A*B*C*G = I

Den minste generasjonsrelasjonen har kun tre elementer; dermed foreligger det her en $2^{(7-4)}$ fraksjonelt forsøksdesign med **resolusjon III.** Ved resolusjon III design er alle variabler aliasser av andre grad til hverandre, noe som kan få alvorlige konsekvenser for tolkning og analyse av forsøksresultatet.

Tabell 1.3.1 viser fortegnsskjemaet for denne designen. Summen av alle kolonner er 0, og videre må være kolonnene ortogonal til hverandre. Ved manuell utvikling av et forsøksdesign må dette utprøves ved at skalarproduktet mellom de forskjellige kolonnene er 0.

A	B	C	AB=D	AC=E	BC=F	ABC=G
+	+	+	+	+	+	+
+	+	-	+	-	-	-
+	-	+	-	+	-	-
+	-	-	-	-	+	+
-	+	+	-	-	+	-
-	+	-	-	+	-	+
-	-	+	+	-	-	+
-	-	-	+	+	+	-

Tabell 1.3.1 Fortegnsskjema for en 2^{7-4} faktoriell design, *resolusjon III*

Her estimeres det syv parametre med kun åtte forsøk. Dette medfører at frihetsgradene for et estimat av standarderrorelementet i en variansanalyse vil bli 0 med den følge at estimatet ikke kan utledes.

En 2^{7-4} design er dermed ”maksimal redusert” eller ”mettet” (”satured”) – med konsekvens at her er alle de syv faktorene er konfundert med hverandre, og med aliasser av andre grad. Et slikt design kjøres med minimalt antall forsøk. Reduksjon av fortegnsmønsteret ”kjøpes” ved kun å bruke A, B og C tilsvarende kombinasjoner som designgeneratorer (tabell 1).

Prisen for denne besparelsen er at alle forsøksresultater inneholder aliasser av lavere – og dermed *alvorlig* – grad. I praksis kan aliasser fra og med grad 3 (som f.eks.

A*B*C) ignoreres. Tabell 1.3.2 viser alias strukturen for det valgte botaniske eksperimentet. Det forekommer konfonderinger av grad to (og med dette de alvorligste) for **alle** variabler. Box kommenterer: *”Fractional factorials employ such redundancy by arranging that lower order effects are confounded with those of higher order that are assumed negligible”* (Box, Hunter s. 242).

Resultater av maksimalt reduserte forsøksdesigner (*resolution III,* her $2^{(7-4)}$) må derfor følges opp med minst ett etterfølgende forsøk.

Analysen vil utføres ved oppsummering av gjennomsnittverdiene av responsvariablene av hver rad (forsøk) etter gitt fortegnsmønster (+ = addisjon og - = subtraksjon i henhold til tabell 1.3.1).

Resultatene testes på normalitet (oftest med normalfordelingspapir) eller programvare. Vesentlige avvik av normaliteten (punktene utenfor konfidensintervallet) viser til variabler som har signifikant innflytelse.

Har forsøksopplegget gjentak (som ved de biologiske eksperimentene som ble kjørt), kan det innhentes mye mer informasjon ved å bruke vanlige statistiske verktøy som variansanalyse eller -tester.

Ved speiling av (kun) én kolonne (”fold over”) vil konfundering ikke inneholde aliasser av andre grad:*”If you replicated with switched signs any set of runs, designed or not, in the resulting design the main effects would not be aliased with two-factor interactions*.” (Box m.fl. s 257). Man oppnår med dette en bedre utsagnskvalitet, resolusjon IV, og det minste ord i definisjonsrelasjonen vil øke fra tre til fire bokstaver, noe som medfører at vi kommer til en $2^{(7-3)}$faktoriell design, *resolusjon IV*.

Fractional Factorial Design Botanical Experiment

```
Factors:    7   Base Design:          7; 8   Resolution:   III
Runs:      24   Replicates:               3   Fraction:    1/16
Blocks:     1   Center pts (total):      0
* NOTE * Some main effects are confounded with two-way interactions.
Design Generators: D = AB; E = AC; F = BC; G = ABC

Alias Structure
I + ABD + ACE + AFG + BCF + BEG + CDG + DEF + ABCG + ABEF + ACDF + ADEG + BCDE
     + BDFG + CEFG + ABCDEFG
A + BD + CE + FG + BCG + BEF + CDF + DEG + ABCF + ABEG + ACDG + ADEF + ABCDE +
     ABDFG + ACEFG + BCDEFG
B + AD + CF + EG + ACG + AEF + CDE + DFG + ABCE + ABFG + BCDG + BDEF + ABCDF +
     ABDEG + BCEFG + ACDEFG
C + AE + BF + DG + ABG + ADF + BDE + EFG + ABCD + ACFG + BCEG + CDEF + ABCEF +
     ACDEG + BCDFG + ABDEFG
D + AB + CG + EF + ACF + AEG + BCE + BFG + ACDE + ADFG + BCDF + BDEG + ABCDG +
     ABDEF + CDEFG + ABCEFG
E + AC + BG + DF + ABF + ADG + BCD + CFG + ABDE + AEFG + BCEF + CDEG + ABCEG +
     ACDEF + BDEFG + ABCDFG
F + AG + BC + DE + ABE + ACD + BDG + CEG + ABDF + ACEF + BEFG + CDFG + ABCFG +
     ADEFG + BCDEF + ABCDEG
G + AF + BE + CD + ABC + ADE + BDF + CEF + ABDG + ACEG + BCFG + DEFG + ABEFG +
     ACDFG + BCDEG + ABCDEF
```

Tabell 1.3.2: Konfunderingsmønster i det botaniske forsøket

2. Problemstilling

Oppgaven går ut på å gjennomføre et konkret forsøk med syv faktorer, innledningsvis med to nivåer per faktor samt kun åtte forsøksenheter i første omgang.

Problemstillingen skal være reell – det skal drøftes variabler som er modifiserbare. Nivåer og intervaller som anvendes, skal også være drøftet etter den reale forsøkssituasjonen. Faktorene som inngår i forsøket, skal kunne styres av forskeren i henhold til alminnelige kjøreregler for statistisk analyse. Innflytelser (forstyrrelser) utenfra må holdes under kontroll på best mulig måte, i hvert fall skal de dokumenteres detaljert.

Responsvariablene skal være drøftet for utarbeiding av ett eller flere oppfølgingsforsøk, eventuelt med flere enn to nivåer for å kunne undersøke responsflater. Grunnlaget for slike estimater som presenteres som responsflate må være basert på signifikanser som er vist i forutgående forsøk.

Planleggingen av forsøket, analysen og utarbeidingen av resonnementet skal gjøres i henhold til gjeldende statistisk praksis.

Etter at oppfølgingsforsøket er analysert, skal mulighetene drøftes for om informasjon av de gjennomførte forsøkene kan kombineres.

3. Innledende betraktninger for forsøksutvalget

Med bakgrunn i en seksårig håndverksutdanning fra tysk industri var det et naturlig at jeg valgte en problemstilling innen verktøymakerfaget. I tillegg er mine støttefag innen LAP utdanningen både mekaniske fag og fysikk slik at valget av et industrielt forsøk var et naturlig førstevalg.

Gjennom en ingeniørstilling i en bedrift som driver med vannrensing kunne jeg bli bedre kjent med biologiske problemstillinger, især knyttet til drikkevann. Biologisk datamateriale byr imidlertid på en helt annen type utfordring; her er innflytelsesfaktorene mangfoldigere og marginen for forskning ekstra spennende. På den andre siden ville jeg ha større utnyttelse av min over ti år lange erfaring innen mekanisk produksjon dersom jeg vil starte et industrielt forsøk. Videre har jeg fått et interessant konsulentoppdrag fra en storkiosk i Gjøvik sentrum om å undersøke faktorer som innvirker på kjøpsatferd til kundene og omsetningen av foretaket.

Alle tre ideene ble vurdert etter følgende kriterier:

- Forsøket skal ha klart definerte responsvariabler
- Det skal være mulig å velge helst flere enn to nivåer for hver variable

Det er av sentral viktighet at omgivelsen ikke tar skadelig innflytelse når forsøket ville frembringe sensible opplysninger. Derfor kreves det at

- forsøket kan gjennomføres uforstyrret, i alle planlagte nivåer og eventuelt flere ganger
- forstyrrelser i gjennomføring av forsøket utenfra er minimal
- oppnådde resultater ikke er underlagt taushetsplikt

Disse kravene gjør samarbeid med næringsvirksomheter generelt vanskelig. Eksperimentet ved kiosken i Gjøvik ble ikke valgt siden jeg ikke var sikker om at jeg får lov til å utføre eksperimenter med vareutvalget. Dette kunne eventuelt føre til stort tap av inntekt for bedriften. Også kasseopptellinger midt på dagen eller i rushtiden var helt uakseptable.

Ved industrielle forsøk har vi den problematikken at informasjonen en kommer frem til, ikke kan offentliggjøres. Jeg har derfor avtalt sensur av billedmaterialet med Nammo Raufoss AS. Oppgavens hovedpunkt skal gjelde *forsøksplanlegging* og ikke publisering av tekniske detaljer innen engineering, og derfor ble de omtalte deler fremstilt forenklet og noe forandret.

Eksperimenter som blir utført i områder der forskeren ikke kan styre fullstendig, er utsatt for en viss risiko ved at f.eks. avdelingsledere eller andre avbryter eller forfalsker forsøket. På den andre siden byr en slik oppgave på en spennende utfordring siden en arbeider med en problemstilling i reell praksis – og vanligvis er bedrifter behjelpelige med ressurser når de forstår at det blir utarbeidet en konkret problemløsning som kan føre med seg kostnadsbesparelse. Dessuten gir et industriell forsøk anledning til å kunne dra nytte av mitt faglige nettverk innen industri og kvalitetssikring.

Som alternativ ble et hjemmeforsøk der jeg ville undersøke vekstvilkår for potteplanter vurdert – nettopp grunnet risikoen for overstyring som er gitt ved forsøk foretatt i næringsvirksomheter.

Statistisk sett er undersøkelser i biologisk materiale mest spennende. Her oppnås ikke samme høye forklaringsgrad; det må arbeides med forskjellige matematiske modeller og en ender ofte opp med kombinasjoner som kan gi opp til 80 % forklaringsgrad dersom en har gjort grundig forarbeid.

Resultatet av mitt resonnement ble dermed både et industrielt forsøk og et botanisk forsøk. Årsaken til dette er at jeg spesielt ønsket å drøfte forskjellen mellom teknisk

og biologisk datamateriale. For begge forsøk planla jeg oppfølgingsforsøk som utarbeides statistisk etter datamaterialet som kommer frem.

Risikoen for overstyring var fortsatt vurdert som høy, selv om en god venn er avdelingsleder i produksjonen ved Nammo Raufoss AS der forsøkene skulle kjøres.

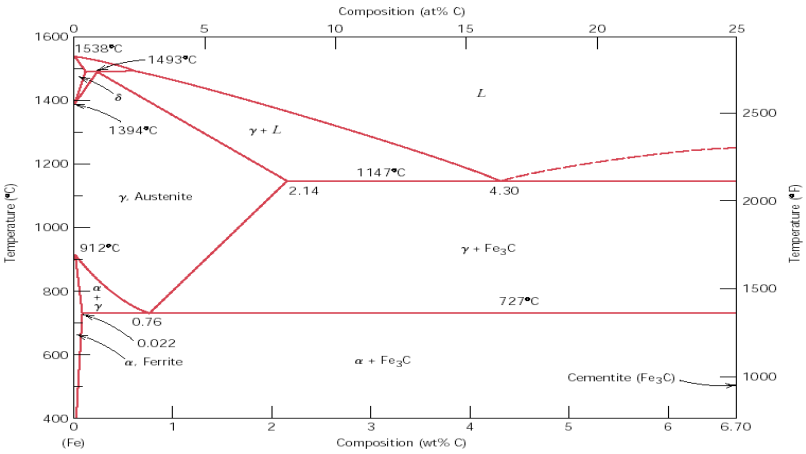
Vurdering av risiko hører med i arbeidet for en statistiker, og min vurdering var at begge forsøk ble kjørt. Risikoen for eventuelt dobbelt utført arbeid ble vurdert mindre enn sannsynligheten for å kunne bli utsatt for en overraskende avgjørelse fra en overordnet som ville forfalske eller tilintetgjøre et viktig arbeid.

3.1) Forsøks- og prosessbeskrivelse av industriforsøk

Nammo Raufoss AS ønsker å få redusert kast- og målavvik av ø25 mm bøssinger, antakeligvis forårsaket ved herdeprosessen.

Hardhet av stål kan økes ved herding. Dette er en varmebehandling som består av oppvarming, rask avkjøling og anløping. Temperaturer og avkjølingshastighet fremgår av stålprodusentens spesifikasjon. Med hensyn til taushetsplikt overfor Nammo Raufoss AS er den eksakte betegnelse for utvalgt stål ikke gjengitt her, men sammenhengen blir forklart tilsvarende valget av ulegert stål.

Hardheten av stålet avhenger av atomkjernenes krystallstruktur, som i utgangspunktet er ordnet i form av en kube som er romsentrert. Ulegert stål med et karboninnhold på over 0,22 % har den egenskapen at det kan omdanne denne strukturen til austenitt, som er et kubisk flatesentrert mønster av atomkjernene. En slik omvandling finner sted når et slikt stål varmes opp til en temperatur over 911° C . Oppvarmingstemperaturen er avhengig av karboninnholdet av stålet, og den synker helt ned til 723° C når karboninnholdet økes til eksakt 0,89 %, der stål betegnes som perlittisk. Temperaturer for oppnåelse av austenittisk krystallstruktur er fastsatt i fasediagrammet for Fe (se figur 3.1):



Figur 3.1 Fasediagramm for Fe*1)

*1) kilde: ri.hive.no/mafmt50/presetasjoner/Host2005/MAFMT51materialerkap13.ppt

Ved rask avkjøling klarer ikke atomkjernene å komme tilbake til sin kubisk romsentrerte anordning, og det dannes en krystallblanding som kalles martensitt. Grunnet de indre spenningene som nå eksisterer, er stålet blitt motstandsdyktigere mot inntrengende krefter og deformasjoner. Graden av slik motstandsdyktighet defineres som hardhet, oftest målt med HRC (Rockwell C) metoden. HRC-målingen er en enkel sammenlikning med hardheten av en diamant, der en definert diamantprøvekjegle trykkes inn med en bestemt kraft. Dybden av avtrykket brukes for beregning av verdien.

Uherdet stål har omtrent 20 – 30 HRC, mens med herding av stål kan det oppnås opptil 70 HRC. Maksimalverdien av måleskalaen for hardhet er 100 HRC, dvs. diamant mot diamant og ingen inntrenging i prøven, noe som selvsagt ikke finner anvendelse i praksis.

For å minimere sprøhet i materialet samt å redusere de store spenningene som oppstår etter herding anløpes stålet etter herding til temperaturer opp til 350° C. Dette minsker hardheten noe, men gir stålet noe elastisitet tilbake, noe som er et absolutt krav.

Herdespenninger forårsaker selvfølgelig indre spenninger i materialet, og sammen med oppvarmingen og rask avkjøling vil disse spenningene føre til deformasjon av delen, noe som forårsaker til dels store avvik i både formen og størrelsen på delene. Oftest er denne deformasjonen uregelmessig og kan meget vanskelig estimeres ved beregning.

Selv om de omdiskuterte avvik allerede er nede i 0,1 millimeterklassen, er det et ønske å kunne dreie deler slik at en kan spare dyre slipeoperasjoner etter herding. For øvrig fører geometriske avvik av flater som ikke skal slipes til funksjonsproblemer – kort sagt til mindre kvalitet av delene.

Klassiske avvik i herdeprosessen er at delene blir noe større eller mindre, avhengig av stållegering og avkjølingsmetode, samt at indre spenninger som var i delen før herdeprosessen blir frigjort og da fører til en deformasjon som oftest viser seg i at

lange deler deformerer seg i bueform. Dette medfører at flater ved runde deler ikke lenger er konsentriske, noe som defineres som ”kast”. Kast har signifikant innflytelse på funksjonaliteten av mekaniske deler, og må oftest holdes helt nede i 0,01 mm.

Valgt responsvariable er derfor kastendring mellom diverse geometriske elementer som kon, blindhull, gjengeparti osv. og den ø25 mm sylinderflaten, målt som differansen mellom tilstanden før og etter herding, samt avvik fra opprinnelig mål før herding (krymping eller vekst), også målt som absolutt differanse mellom tilstanden før og etter herdeprosessen. Det må presiseres at det eksisterer en måleusikkerhet på 0,01 mm for slike målinger. Nammo Raufoss AS er NS – ISO 9001 (EN 29 001)-sertifisert, og dermed var bedriften pålagt å bruke måleutstyr som var godkjent og kalibrert for bedriftens vanlige produksjon. Målingene ble utført i henhold til bedriftens måleinstruks.

For å vinne nøyaktighet tilbake er det ofte nødvendig med at deler må slipes etter herding. Sliping, en bearbeidingsprosess med geometrisk ubestemt skjær (med mulighet til individuell forming av arbeidsverktøyet via diamanter), er meget kostbart, og ofte den eneste veien for å få tilbake den nøyaktigheten so funksjonen krever.

Å kunne unngå slipeprosesser er en elementær økonomisk faktor for å få ned prisen i mekanisk produksjon. Dette er kjernen i problemstillingen, dvs. at nøyaktigheten etter herding skal forbedres slik at etterbearbeiding helst er unødvendig, og at etterfølgende geometriske avvik etter herding kommer innenfor et akseptabelt nivå. Dette kan gi forsøket en økonomisk nytteverdi, og dermed kunne bedriften forsvare bruk av ressurser for denne oppgaven.

Prosessbeskrivelse av herdeprosessen

Bøssingene er under fortløpende transport på et bånd og passerer som første stasjon en induksjonsspole som blir oppvarmet til 900° C. Innen 7,7 sekunder er temperaturen oppnådd, og avkjølingsprosessen innledes ved at delen kjøles i første omgang ett sekund i en nitrogenatmosfære. Dette fører til at delene får bedre overflate. Deretter glir delene ned (via en skrå bane) inn i et temperert avkjølingsbad.

Mens avkjølingsprosessen pågår, sørger en rotor for rotasjon av bøssingen. Delene må på grunn av sin geometriske form legges inn i herdeanlegget med motsatt retning til hverandre. Dette fordi de ellers ville sveise seg sammen i oppvarmingsprosessen.

3.2) Variabler og nivåer i industriforsøket

Som en ser, er det mange faktorer som kan ha innflytelse på resultatet, og oppgaven krever at kun syv faktorer skal undersøkes. Jeg har derfor i samarbeid med Nammo Raufoss AS' utviklingsavdeling og verksmesteren på herdeavdelingen pekt ut syv faktorer som er

a.) relevante og omdiskuterte som årsaker til avvik etter herding

b.) modifiserbare innen fornuftige områder slik at også responsflater eventuelt kan undersøkes

Følgende faktorer skal bli undersøkt:

A.) Oppvarmingstemperatur <målt i ° C >

Herdingsprosessen er svært avhengig av nøyaktige prosesstemperaturer, men varianter i legeringen kan medføre nyanser i den optimale temperaturen.

Vi kan for eksempel utprøve en den temperaturen som ble brukt før (900° C) og 950° C.

B.) Konsentrasjon av løsningen i avkjølingsbadet (AQ)

Etter avtale med NAMMO Raufoss AS nevnes ikke den eksakte konsistensen av avkjølingsmediet her; den betegnes heretter som "AQ". Dette er en spesielt utviklet løsning av en kjemisk forbindelse, løst i vann, for å fremme dannelsen av en tynn hinne rundt overflaten i avkjølingsprosessen. Dette medfører en mer homogen avkjølingsprosess og en glattere overflate av bøssingen. Det er derimot usikkert om en har valgt riktig konsentrasjon. Det brukes en konsentrasjon på 5 % i dag, men vi kunne tenke oss å utprøve også en 9prosents konsentrasjon.

C.) Temperering av avkjølingsbadet

Det er et krav at badet er ikke varmere enn 30° C, og prosessen kjøres nå med et bad som har en temperatur av 26 (+/- 2)° C. Det kunne være interessant å prøve ut om nedkjøling av badet til 15° C (ved hjelp av is og påfølgende korrektur av konsentrasjonen) ville ha en effekt på nøyaktigheten av delene. Jeg selv antar at det varmeste badet vil gi best resultat innen geometrisk nøyaktighet (det er det vi er interessert i i dette forsøket); derimot kunne hardhet eventuelt bli redusert ved et for varmt avkjølingsmedium. Mistanken om at faktoren er inert i det angitte området ville være av interesse for eventuelle innsparinger.

D.) Nitrogenbehandling før start av avkjølingsprosess

Vanligvis antas det en positiv effekt for overflatekvaliteten og reduksjon av formavviket dersom prosjektilet utsettes for en nitrogenblåsing under høyt trykk rett før avkjøling i badet. Dette er derimot ikke bevist slik at en kunne tenke seg å la være denne prosessen.

E.) Turtall av avkølingsrotoret

Bevegelse i et avkjølingsbad fører til at avkjølingsmediet fordeler seg jevnt over hele overflaten, og ”punkteringer” (myke punkter på overflaten der avkjølingen foregår så sakte at den ikke er tilstrekkelig herdet) forhindres. Det er derimot et spørsmål i hvilken hastighet delen må dreies i badet slik at denne effekten har maksimal positiv innflytelse på prosjektilet.

Vi har en hastighet ved bruk av standard tannhjul med 23 tenner. Den kan byttes ut med et 42 tenners hjul – dette medfører høyere omfangshastighet av prosjektilet i avkjølingsbadet.

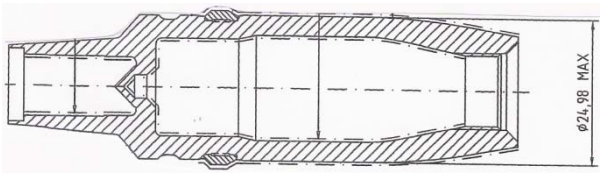
F.) Oppvarmingshastighet <målt i sekunder>

Bøssingen blir normalt varmet opp fullstendig innen 7,7 sekunder, det kan være interessant å variere oppvarmingstiden noe, f.eks. forlengre den slik at varmen er kan være mer homogen fordelt. En tanke kan være å øke tiden for oppvarming av bøssingen i spolen til 10 sekunder.

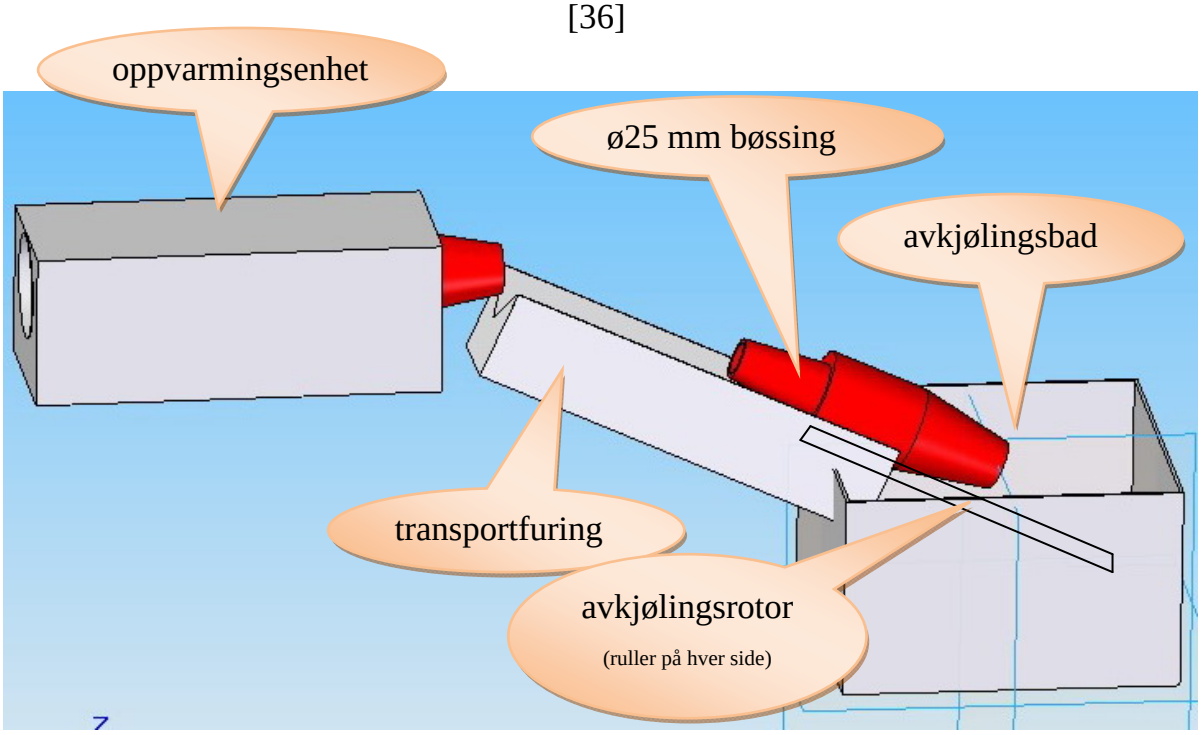
G.) Geometrisk plassering av prosjektilene

Den retningen som delene blir lagt inn i fiksturen i, kan være av interesse for oppnåelig nøyaktighet. Av teknologiske grunner må delene plasseres med motsatt side til hverandre (nivåene blir da: stor kon til høyre: H og stor kon til venstre: V) for å forhindre at delene sveiser seg sammen under oppvarmingen.

Figur 3.2.1 viser en detaljtegning av prosjektilet, som etter anvisning fra Nammo Raufoss AS ble forenklet. I figur 3.2.2 ser vi en systemskisse, og tabell 3.2.1 gir et sammendrag av forsøksoppsettet:



Figur 3.2.1 ø25mm bøssing (forenklet)



Figur 3.2.2: Systemskisse for herdeprosess ø25 mm bøssing

		Oppv Temp	Konsentrasjon	Temp	Nitrogen	Rotorhjul	Hastighet oppv.	Orientering
		950° C = +	5 % = +	26° C = +	Ja +	z=23 = +	+ = 10 s	V = +
	ID	900° C = -	9 % = -	18° C = -	Nei -	z=42 = -	- = 7,7 s	H = -
NR	dele nr.	A	B	C	AB	AC	BC	ABC
4	*1 25-32*	+ høy	+ stand	+ varm	+ Ja	+ stor	+ lang	+ stor V
2	*2 9-16*	+ høy	+ stand	- kaldt	+ Ja	- lite	- stand	- stor H
7	*3 49-56*	+ høy	- høy	+ varm	- NEI	+ stor	- stand	- stor H
5	*4 33-40*	+ høy	- høy	- kaldt	- NEI	- lite	+ lang	+ stor V
3	*5 17-24*	- lav	+ stand	+ varm	- NEI	- lite	+ lang	- stor H
1	*6 1-8*	- lav	+ stand	- kaldt	- NEI	+ stor	- stand	+ stor V
8	*7 57-64*	- lav	- høy	+ varm	+ Ja	- lite	- stand	+ stor V
6	*8 41-48*	- lav	- høy	- kaldt	+ Ja	+ stor	+ lang	- stor H

Tabell 3.2.1 Forsøksplan for industriforsøket

3.3) Forsøks og prosessbeskrivelse av det botaniske forsøket

Som et interessant alternativ til et industriforsøk har jeg valgt å undersøke vekstvilkår for potteplanter. Slike forsøk har alltid vekket elevenes interesse i min praksis som naturfaglærer i den videregående opplæringen. Problemstillingen der gikk ut på å undersøke vekstfaktorer for enkle potteplanter. Som en utvidelse av denne enkle problemstillingen kan plantevekst i et avgrenset tidsrom (ca. 2–3 uker) være interessant å vite mer om. Analysen kan f.eks. kjøres i tre trinn: Første analyse vil kunne foretas allerede en uke etter at frøet er sådd ut med total vekst i cm per gjentak som respons. Målepunktet settes da til den overjordiske delen til midten av øverste blad eller knopp.

Det må påregnes målefeil på ca. ± 5 mm siden selve målingen kan ha negativ innflytelse på videre vekst av planten og med dette en negativ og uplanlagt innflytelse på planten. Dersom det ikke er spiring, vil det ikke tolkes som et feil ledd, men som et gjentak med resultat ”null i vekst”. Etter ca. to uker vil en annen analyse bli foretatt med samme rutine.

Avsluttende evaluering er planlagt den 28.02.08, der plantenes overjordiske del innhøstes og veies for å få frem produsert overjordisk biomasse i disse tre ukene. Videre foretas det telling av individer slik at biomasse per individ kan beregnes som respons. Likeledes er biomasse per utsådd frø av interesse. Produsert biomasse gir et bedre utsagn angående plantens produktivitet i vekstprosessen siden forskjellen mellom artene vil medføre en forfalskning av datamateriellet dersom en kun vurderer vekst*lengde*. Særdeles ved krypbønner forventes det større feil. Siden en underveisvurdering av produsert biomasse ikke er mulig (feil forårsaket gjennom medveiing av vannet), kan denne vurderingen kun foretas når forsøket avsluttes ved innhøsting.

Det er mange faktorer som innvirker på vekstvilkårene til planter, og det er en viktig del av arbeidet at andre faktorer som ikke skal endres, holdes så konstant som mulig. Det en må passe seg for, er den uvanlig høye variasjonen av datamateriellet som et biologisk forsøk kan gi, uten å være mangelfullt gjennomført. Derfor velger jeg tre

gjentak per forsøk for å så sjekke med en enveis-ANOVA om det foreligger signifikante forskjell mellom de forskjellige forsøksopplegg.

Etter rådføring med veileder fra biologisk institutt har jeg sett bort fra undersøkelser som krever forskjellig lysmengde og temperatur siden forsøket skulle være gjennomførbart som et hjemmeforsøk med enkle midler.

Prosessbeskrivelse botanisk forsøk

Frøene plantes i rektangulære potter, 8*8 cm, 6,5 cm høy i ca 2 cm dybde jevnt fordelt. Rekkefølgen av håndtering av de forskjellige gjentak ved planteprosessen, vanningen og innhøstingen følger en randomisert rekkefølge som ikke endres under hele forsøket.

Pottene plasseres i en reol som har tre hyller, 84 cm, 120 cm og 156 cm høye, over gulvet i et rom som utelukkende er reservert for forsøket. Gjennomsnittlig temperatur skal være 19° C (±1° C). Plantene plasseres i den rekkefølgen som er fastlagt i randomiseringsrutinen fordelt på de tre hyllene, altså åtte planter per hylle.

Ved myntkast ble det avgjort at omplassering skal skje ved at alle planter bytter hylle *nedover* en gang i uken; til sammen blir det to slike bytteaksjoner slik at alle potter har vært i hver hyllehøyde en uke. Når dette foretas, blir pottene samtidig snudd 180 grader for at planten får lys fra den andre siden.

Rommet ligger slik til at ingen må gå igjennom det; dermed kan det antas at det vil bli kun minimale luftbevegelser. Eventuell vanning og oppfølging vil skje om kvelden mellom kl. 21:00 og kl. 23:00 hver dag. Plantene har normale lysforhold (standard dagslengde Sør Norge, vinter).

3.4) Variabler og nivåer i det botaniske forsøket

A.) Nitrogen og

B.) Fosfor

Gjødsling med nitrogen (her valgt en KNO_3 forbindelse) vil gi resultater i samspill og riktig mengdeforhold med fosfor (KH_2PO_4). Derimot forventes det ikke noe særlig innflytelse dersom en av disse faktorene mangler. Forsøksopplegget må dermed velges slik at disse vekselvirkninger minst mulig blir tilslørt med aliasser. Beregningen ble foretatt slik:

Beregninger for gjødselporsjoner NITROGEN			**Beregninger for gjødselporsjoner FOSFOR**		
N	14,0		K	39,1	
K	39,1		2*H	2,0	
3* O	48,0		P	31	
==========			4* O	64,0	
KNO3	101,1		==========		
			KH2PO4	136,1	
N vekt %	N / KNO3		P vekt %	P / KH2PO4	
	13,85 %			22,78 %	
Behov rent N for bønner og solsikke:			Behov rent P for bønner og solsikke:		
100 kg/N/ha	(beregn 20 cm dybde)		60 kg/P/ha	(beregn 20 cm dybde)	
Omregning	1ha tilsvarer da 2000m^3		Omregning	1ha tilsvarer da 2000m^3	
Per liter	100kg/2000/1000g/kg		Per liter	60kg/2000/1000g/kg	
	= 0,05	g rent N		= 0,03	g rent N
Pottevolum:	0,15	Liter	Pottevolum:	0,15	liter
Det vil si:	**0,0075**	g rent N /potte og	Det vil si:	**0,0045**	g rent P / potte og
	0,054	g KNO_3 /potte		**0,020**	g KH_2PO_4 /potte
Løselighet(vann)	13,3 g kalt per 100ml	OK	Løselighet(vann)	33 g kalt per 100ml	OK

Tabell 3.4.1 Beregning av gjødselsmengde for plantene som skal gjødsles med nitrogen og fosfor

Det vil oppstå sammenblandede effekter ved de pottene der det brukes blomsterjord (se tabell 3.4.2 for spesifikasjon) siden blomsterjord allerede har en gunstig mengde med fosfor og nitrogen. Den negative effekten ved ujevn fordeling mellom N og P forventes konfundert ved de pottene som har blomsterjord som rotmedium. Som nevnt i punkt 3.4.C ble det ikke tatt hensyn til P- og N- innholdet som blomsterjord inneholder; dermed kan det bli noe overgjødsling i forsøket. Det ble gjort flere forsøk på å kjøpe blomsterjord som er minst mulig dyrket, men dessverre ble resultatet at den blomsterjorden som er spesifisert i tabell 3.4.1, måtte brukes.

Nivåene for nitrogen er 0,00075 g rent N/potte og ingen nitrogentilsetting.

Nivåene for fosfor er 0,0045 g rent P/potte og ingen fosfortilsetting.

C.) Rotmedium

Hvilket rotmedium en bruker, vil sikkert ha mye å si for hvor og hvor fort plantene vokser. Et inert vekstmedium som perlite og et næringsrikt vekstmedium som blomsterjord blir vurdert på grunnlag av dette.

Det vil derfor oppstå noen feil i vurderingen siden denne blomsterjorden har næring i seg. Totalt er det ifølge spesifikasjonen180g/m^2 N og 90g/m^2 P blandet inn i blomsterjorden. Dermed vil dette medføre en ekstra gjødsling (eventuelt overgjødsling) for de pottene der blomsterjord brukes.

Det går ikke frem av spesifikasjonen av tabell 3.4.2 hvilken dybde som ble regnet inn i kvadratmeterverdiene, og derfor var omregning og samordning med KNO_3- og KH_2PO_4-tilsettingen ikke mulig.

Varudeklaration Sverige/Norge

Varutyp:	Jordblandning
Sammansättning:	55 vol % låghumifierad sphagnumtorv (H2-4)
	30 vol% höghumifierad sphagnumtorv (H6-8)
	10 vol% Leca 2 - 6
	5 vol% sand
Volym:	18 liter
Kornstorlek:	Fin – medium
Torrsubstansinnehåll:	175 kg/m³, 3,2 kg/förp
pH-värde:	pH 5,5 - 6,5
Tillsatser per m³:	
Kalkstensmjöl:	4 kg
Dolomitmjöl:	2 kg
NPK 14-7-15:	1,25 kg
Mikronäring:	0,05 kg
Tillsatt mängd i g/m³:	
Kväve/Nitrogen (tot-N):	180
NO_3-N:	70
NH_4 -N:	110
Fosfor (P):	90
Kalium (K):	190
Magnesium (Mg):	250
Kalcium (Ca):	1600
Svavel (S):	100
Järn (Fe):	5,6
Mangan (Mn):	3,2
Koppar (Cu):	2,3
Zink (Zn):	1,5
Bor (B):	0,6
Molybden (Mo):	2,8

Tabell 3.4.2 Varedeklarasjon for blomsterjord

D.) Arter

Selv om det er åpenbart at forskjellige arter vokser med forskjellig hastighet, kan det være av interesse å velge arter der en ikke er helt sikkert på om forskjellen vil bli signifikant innen tre uker. Ved det første forsøket vil derfor følgende arter blitt utprøvd:

a.) Solsikker, høye (Helianthus annuus)

b.) Krybbønner, lave (Phaseolus vulgaris)

Når vi kommer til oppfølgingsforsøket, vil sikkert Karse (Lepidium sativum) by på interessante resultater med sin ekstreme veksthastighet.

E.) Beplantningstetthet

Det er en viktig faktor at individer konkurrerer om ressurser, og dermed vil altfor tett beplantning skade utviklingen av plantene. Selvsagt vil denne faktoren være svært avhengig av arter og forsøkets varighet. Som passe nivå velges enten fem individer per potte eller 30 individer per potte, alle jevnt fordelt. Det var angitt en spireprosentverdi på 70–80 % slik at det forventes henholdsvis fire og 24 individer. Det vil derimot ikke bli foretatt luking siden dette ville føre til forstyrrelse av røttene til de veldig trangt plasserte plantene (pottene er kun 8 cm brede).

F.) Vannmengde

Utover vanningsfrekvens vil det være av interesse hvor mye vann en plante trives med. Dette er igjen avhengig av hvilken art som dyrkes, og hva som gir mulighet for nærmere undersøkelser i andre runde. Jeg velger derfor ett nivå med lite vann (5ml/dag) og ett med rikelig vann (20ml/dag). Det er viktig at en ikke velger et nivå med for mye vann siden responsen kan bli den samme ved for mye vanning, og dette vil ha som konsekvens at faktoren kan bli klassifisert som inert selv om den ikke er det.

G.)Vanningsfrekvens

Mange har vært uheldige med sine potteplanter og spør seg hvorfor. Det som ofte skjer, at planten blir glemt, og etter at en oppdager forsømmelsen, vannes det for mye. Planten reagerer med at røtter råtner, og det blir heller ikke bedre med veksten. Dette forklares ved at i vanningsprosessen kommer mye mer oksygen ned til røttene enn ved plantens vanlige opphold i et rom. Dersom det ”står vann” i pottene, kan oksygenet ikke kunne trenge gjennom og nå røttene. Gjennomtrengbarheten for oksygen gjennom et slikt vannsjikt er over 10 000

ganger dårligere enn gjennomtrengingsmulighetene som et for luft gjennomtrengelig rotmedium kan gi. Det forventes derfor at planter som vannes hyppigere, vil ha bedre nytte av vanningen og dermed bedre vekstvilkår.

Jeg velger to nivåer, og vanningen skal utføres daglig med tilsvarende lite vannmengde. Som andre nivå blir vanning utført en gang i uken, på forskudd.

Sammenfattet vil det bli følgende nivåer:

NIVÅER PLANTEVEKST HJEMMEFORSØK					**flere faktorer mulig?**	**RESPONS vekst biomasse <g>**		
		+	**-**		**+ 0 -**			
						I	II	III
1	GJØDSLING NITROGEN KNO3	KNO_3 anbefalt dosering	uten nitrogengjødsling	A	via mengde			
2	GJØDSLING PHOSPHOR KH2PO4	KH_2PO_4 anbefalt dosering	uten fosforgjødsling	B	via mengde			
3	TYPE VEKSTMEDIUM	Blomsterjord	Perlite	C	andre medier mulig			
4	ARTER	Solsikke	Bønner	AB	flere arter mulig, men ingen kryssinger			
5	BEPLANTNINGSTETTHET	30frø/potte	5 frø/potte	AC	ja, mulig			
6	VANNMENGDE	20ml/dag	5ml/dag	BC	ja, mulig			
7	VANNINGSFREKVENS	hver dag	en gang i uken	ABC	ja, mulig			
						g/frø	**g/indiv**	**g tot.**

Tabell 3.4.3 Definisjon av forsøksnivåer i det botaniske forsøket

Forsøksplanen for det botaniske forsøket er vist i tabell 3.4.4. Forsøket kjøres med tre gjentak, dvs. 3*8 = 24 potter. Hver potte har et ledd (ID)-nummer som tilsvarer fortegnsmønsteret av de tre første faktorene (A, B og C, begynt med + + + = ID 1), et løpende nummer og etter gjennomført randomisering et rekkefølgenummer. Av pedagogiske grunner er forsøksplanen fargelagt på samme måte som industriforsøket.

Det er **høy forvekslingsfare** ved et slik forsøk, og derfor er pottenes løpende nummer fargelagt med farger som tilsvarer ID (eller ledd) nummeret. På denne måten er det lett å se hvilken potte so skal ha hvilken behandling. Forebygging av feil ved

produksjon av data står sentralt i mine forsøksoppsett, siden disse feilene kan ha meget alvorlige konsekvenser for resultatene. Et slikt krav stiller også EN 29 001 normen: *"The supplier shall identify and plan the production and, where applicable, installation processes which directly affect quality and shall ensure that these processes are carried out under controlled conditions. Controlled conditions shall include the following: a.) documented work instructions defining the manner and installation…b.) monitoring and control of suitable process and product characteristics during production and installation"* (EN 29 001, 1990, punkt 4.9.1, side 12).

Selv om EN 29 001-normen denne gangen ble formulert for produksjonsbedrifter, blir den per dags dato anvendt i nesten alle bransjer. Normen har for eksempel en sentral funksjon i legemiddelproduksjonen og er for tiden under innføring ved norske sykehus.

I min praksis som kvalitetssikringsingeniør ved en bedrift som driver med vannrensing, har en av arbeidsoppgavene vært å etablere rutiner i forbindelse med innhenting, dokumentasjon og kontroll av datamateriale. Spesielt ved innhenting av data ute ved feltarbeidet (f.eks. vannprøver) må det foretas sikringstiltak for å forhindre feil ved notasjon av data. Feilkilder ved innhenting av data må registreres, og originalene av notatene må arkiveres separat. Oppstår det tvil ved en dataverdi, må verdien markeres tydelig nok slik at den kan registreres ved etterfølgende analysearbeid.

Tabell 3.4.4 viser den fullstendige forsøksplanen der rekkefølgen og dermed plasseringen av pottene er randomisert. ID- nummeret identifiserer fortegnsmønsteret av de valgte nivåene.

			FORSØKSPLAN BOTANISK FORSØK MED 3 REPLIKASJONER						
			KNO_3	KH_2PO_4	ROT	ARTER	BEPLALNT-NINGS-TETTHET	VANN-MENGDE	VANNINGS-FREKVENS
			[0,05 g rent N /dm^3]	[0,03 g rent P /dm^3]	MEDIUM				
			KNO_3 = +1	KH_2PO_4 = +1	Blomsterjord = +1	Solsikke = +1	30 frø/potte = +1	20 ml/dag = +1	hver dag = +1
	nummer		ingen N = -1	ingen P = -1	Perlite (innert) =-1	Bønner = -1	5 frø/potte = -1	5 ml/dag = -1	ukentlig = -1
Rekkefølge		ID	A	B	C	AB (=D)	AC(=E)	BC (=F)	ABC (=G)
1	7	5	-1 ikke N	1 P ja	1 Bl jord	-1 Bønner	-1 vanl	1 normal	-1 sjeldent
2	24	1	1 N ja	1 P ja	1 Bl jord	1 Solsikke	1 tett	1 normal	1 hver dag
3	17	8	-1 ikke N	-1 ikke P	-1 perlite	1 Solsikke	1 tett	1 normal	-1 sjelden
4	20	2	1 N ja	1 P ja	-1 perlite	1 solsikke	-1 vanl	-1 lite	-1 sjelden
5	8	1	1 N ja	1 P ja	1 Bl jord	1 solsikke	1 tett	1 normal	1 hver dag
6	11	6	-1 ikke N	1 P ja	-1 perlite	-1 bønner	1 tett	-1 lite	1 hver dag
7	14	3	1 N ja	-1 ikke P	1 Bl jord	-1 bønner	1 tett	-1 lite	-1 sjelden
8	4	2	1 N ja	1 P ja	-1 perlite	1 solsikke	-1 vanl	-1 lite	-1 sjelden
9	21	7	-1 ikke N	-1 ikke P	1 Bl jord	1 solsikke	-1 vanl	-1 lite	1 hver dag
10	10	4	1 N ja	-1 ikke P	-1 perlite	-1 bønner	-1 vanl	1 normal	1 hver dag
11	5	7	-1 ikke N	-1 ikke P	1 Bl jord	1 solsikke	-1 vanl	-1 lite	1 hver dag
12	1	8	-1 ikke N	-1 ikke P	-1 perlite	1 solsikke	1 tett	1 normal	-1 sjeldent
13	13	7	-1 ikke N	-1 ikke P	1 Bl jord	1 solsikke	-1 vanl	-1 lite	1 hver dag
14	12	2	1 N ja	1 P ja	-1 perlite	1 solsikke	-1 vanl	-1 lite	-1 sjelden
15	16	1	1 N ja	1 P ja	1 Bl jord	1 solsikke	1 tett	1 normal	1 hver dag
16	15	5	-1 ikke N	1 P ja	1 Bl jord	-1 bønner	-1 vanl	1 normal	-1 sjelden
17	22	3	1 N ja	-1 ikke P	1 Bl jord	-1 bønner	1 tett	-1 lite	-1 sjelden
18	19	6	-1 ikke N	1 P ja	-1 perlite	-1 bønner	1 tett	-1 lite	1 hver dag
19	18	4	1 N ja	-1 ikke P	-1 perlite	-1 bønner	-1 vanl	1 normal	1 hver dag
20	2	4	1 N ja	-1 ikke P	-1 perlite	-1 bønner	-1 vanl	1 normal	1 hver dag
21	9	8	-1 ikke N	-1 ikke P	-1 perlite	1 solsikke	1 tett	1 normal	-1 sjelden
22	23	5	-1 ikke N	1 P ja	1 Bl jord	-1 bønner	-1 vanl	1 normal	-1 sjelden
23	6	3	1 N ja	-1 ikke P	1 Bl jord	-1 bønner	1 tett	-1 lite	-1 sjelden
24	3	6	-1 ikke N	1 P ja	-1 perlite	-1 bønner	1 tett	-1 lite	1 hver dag

Tabell 3.4.4 Forsøksplan i det botaniske forsøket

4. Gjennomføring av forsøk

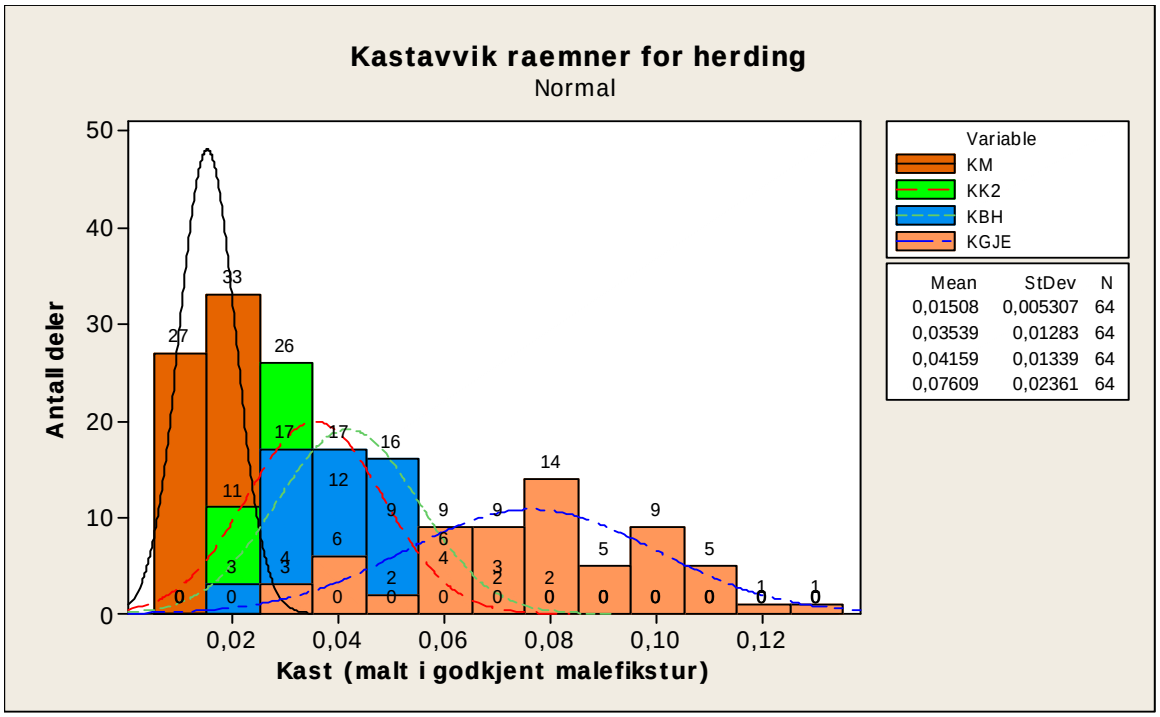
4.1) Gjennomføring av forsøket hos Nammo Raufoss AS – kommentarer til prosessen

Forsøket i herderiet ga produksjonsstans i herderiet i ca 2 dager; dermed var det viktig å velge rekkefølgen ut ifra de tekniske forholdene som var i verkstedet. Den ble derfor ikke randomisert, et krav som vanligvis må overholdes når forsøk skal kjøres.

Det kunne disponeres 80 vrakdeler. Feilen på delen hadde ikke sammenheng med egenskapen som skulle undersøkes (kast) og diameteravvik på mantelflaten.

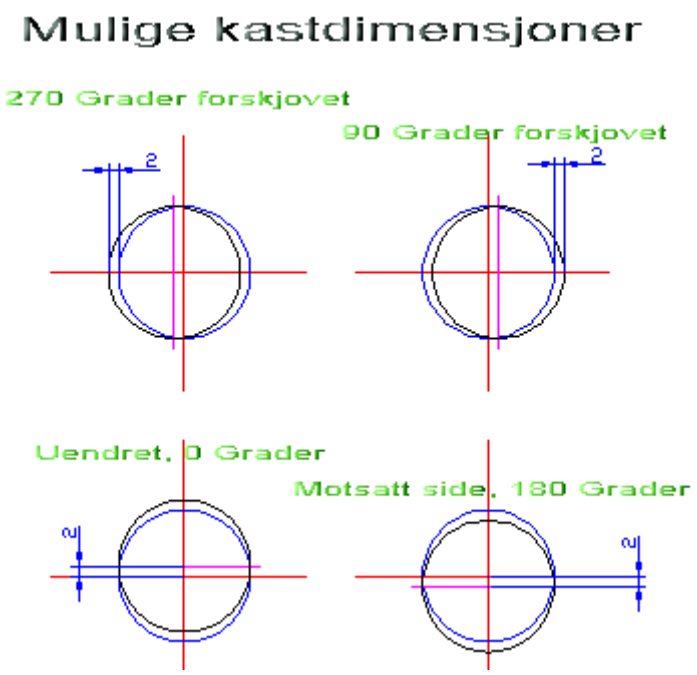
EN 29 001-normen krever forutgående kontroll av det inngående materialet: *"The supplier shall ensure that incoming product is not used or processed until it has been inspected or otherwise verified as conforming to specified requirements. Verification shall be in accordance with the quality plan or documented procedures"*.
(EN 29 001,1990, punkt 4.10.1.1 side 12). For å etterfølge kravene av normen ble det foretatt stikkprøver som fort viste til nødvendighet av en 100 % kontroll av inngående bøssinger. Som det går frem av figur 4.1.1, har kast av gjengepartiet av bøssingene allerede en forventningsverdi på ca 0,08 mm, noe som er dobbelt så høyt som ved en produksjonsprosess i en vanlig, gjennomsnittlig CNC-dreiebenk. Selv for produksjon ved en manuell maskin er slik kast høy. En etterfølgende undersøkelse av årsaken viste at noen enheter i den 16 – spindels dreieautomaten ikke var sentrert godt nok. Dette tas ikke med i oppgaven her, men dokumenteres likevel siden det er verdifull informasjon for bedriften.

Kontrollen ble i henhold til EN 29 001 utført med kalibrert måleutstyr. Målingen ble foretett eksakt på samme måte som bedriften kontrollerer sin produksjon av bøssingene.



Figur 4.1.1 Kastavvik av råemner før herding, en feilkilde for etterfølgende målinger

Det må påpekes at fiksturen ikke registrerer geometrisk (vektoriell) plassering av kasten og med dette er det en risiko at kastendringen ikke blir oppdaget. Som et ekstremt tilfelle viser vi til figur 4.2 der en kastendring på 2 mm ikke ville bli oppdaget dersom biten bøyer seg eksakt 180° i motsatt retning – noe som medfører at det i dette tilfellet måles eksakt samme kastverdi som før herding, og med dette får en registrert en kastendring tilsvarende 0,00 mm.



Figur 4.1.2 Mulige kastdimensjoner, forklart ved et eksempel med kast = 2 mm

Det kan bli nødvendig å modifisere datasettet ved å ikke ta hensyn til deler i vurderingen der kast ved start av forsøket var større enn en viss maksimumsverdi. På den andre siden ville dette kunne oppfattes som etterjustering (eller manipulasjon) av tallmaterialet. Dermed har jeg bestemt meg for å bruke det tallmaterialet som vil frem.

Tydelig merking gjennom inngravering av nummer på to forskjellige steder som ikke står i sammenheng med responsvariablene som skal undersøkes her sikrer en entydig identifikasjon av delene. Også ved etterkontroll har det ikke forekommet tvil om entydig identifikasjon av delene. Dette kravet stiller også EN 29 001-normen: *"When appropiate, the supplier shall establish and maintain procedures for identifying the product from applicable drawings, specifications or other documents, during all stages of production, delivery and installation... The identification shall be recorded."* (EN 29 001,1990, punkt 4.8, side 11).

Det bør nevnes at temperaturen i avkjølingsbadet var veldig labil; det ble registrert avvik på ca. ± 3° C. Regulering av disse avvikene var ikke mulig grunnet utstyret.

Videre nevnes det at oppvarmingstemperatur har blitt målt med øyemål av herdemesteren (jf. farge- og referansetabellen). En måling med et måleinstrument ville ha forstyrret prosessen slik at undersøkelse av andre faktorer ikke hadde vært mulig.

Avvik av en slik måling estimeres på ± 20° C.

Ellers har eksperimentet blitt utført i henhold til arbeidsplanen som tabell 3.1 viser. Eksperimentet kunne godkjennes i henhold til vanlige ISO rutiner for gjennomføring av slike analyser. Måleresultatene vises i Vedlegg under A.

4.2) Gjennomføring av det botaniske hjemmeforsøket – kommentarer til prosessen

Frøene ble sådd den 10.2.08 i henhold til forsøksplanen (tabell 3.4.4), og pottene ble som planlagt plassert nær vinduet. Rommet hadde mye sol og morgenen, og den gjennomsnittlige temperaturen på 19° C ble holdt med avvik på maksimal ± 1° C.

Det ble ført protokoll på arbeidsark der vannmengde og alle tiltak, som f.eks. gjødsling eller foretatte underveismålinger, ble notert. Gjødslingen ble utført ved starten av forsøket.

Solsikkefrøene, som var dyrket med fosfor og nitrogen i blomsterjord, spiret allerede etter fire dager, tett etterfulgt av de solsikkeplantene som ikke var blitt dyrket i blomsterjord.

Det kom frem store forskjeller mellom artene (solsikke og bønner) hva spirehastigheten angår. Derfor var det av interesse å kjøre en underveisanalyse. Som responsvariable ble total biomasseproduksjon per gjentak brukt. En slik underveismåling innebærer store unøyaktigheter grunnet forskjeller i artene samt meget begrensede målemuligheter grunnet sårbarheten av plantene. Figur 4.2.1 viser bildene av plantene tatt etter åtte dager:

Bild 4.2.1 Forsøkssituasjonen åtte dager etter oppstart

Ved pottene 8, 24 og 16 ser det ut at pottene har kapasitet for de 30 frø som ble utsådd; det kan tenkes at den massive gjødslingen som denne blomsterjorden i seg selv gir, er årsak til høy spiring på meget lite plass.

Bønnene, derimot, spirte ikke etter åtte dager, og det forventes signifikanser i analysen (se kapittel 5.3). Etter 13 dager fikk vi følgende situasjon:

Bild 4.2.2 Forsøkssituasjonen 13 dager etter start

Bønnene spirte noe, men de dyrkede solsikkeplantene med høy beplantningstetthet dominerte i biomasseproduksjonen. Forsøket ble avsluttet med innhøstingen 28.2.08, dvs. etter 18 dager, og det hadde sikkert ført til et annet resultat dersom en hadde kunnet fortsette 3 uker til. Det viste seg at beplantningstetthet som begrensende faktor ikke har innvirket på resultatet så lenge plantene var lite og det fantes nok gjødsel per individ. Forskjellene mellom artene syntes fortsatt. Etter ca 12 dager ble det observert ved potte 4 (gjødsling av solsikke i perlite, lite og sjeldent vanning) at alle individer døde. Også ved andre potter, især med samme opplegg (ID = 2), forekom det avdød

biomasse, men med mindre andel. Andel avdød biomasse har blitt registrert i tabellen nedenfor, men analysens responser ble definert av totalt produsert biomasse, uavhengig av av om den var levende ved innhøstingstidspunktet eller ikke.

Tabell 4.2.1 Innhøstingsobservasjoner og data etter 18 dager, sortert etter forsøks-ID

Nummer	Forsøks ID (ledd)	BIO-MASSE	herav DØD BIOMASSE	UNDERSØKELSE ROTMEDIUM VED INNHØSTING	Antall individer
24	1	26,55	0	Perfekt	27
8	1	21,638	1,74	noe våt, men perfekt	29
16	1	25,008	0,08	Perfekt	29
20	2	1,922	0,111	Ok	4
4	2	0,44	0,44	noe våt, normal rotutvikling	5
12	2	0,79	0,32	våt, råtne stilker, sådd veldig dypt	4
14	3	0	0	frøene ble til en gul, klinete, noe illeluktende masse	0
22	3	0	0	frøene ble til en gul, klinete, noe illeluktende masse	0
6	3	0	0	frøene ble til en gul, klinete, noe illeluktende masse	0
10	4	2,304	0,028	våt, men bra i røttene	3
18	4	1,622	0	våt, ok	2
2	4	2,73	0	våt, men bra	4
7	5	0	0	ekstrem illeluktende jord, alle frøene råtnet	0
15	5	0	0	ekstrem illeluktende jord, alle frøene råtnet	0
23	5	0	0	ekstrem illeluktende jord, alle frøene råtnet	0
11	6	12,25	0	Perfekt	15
19	6	10,93	0	veldig bra og kompakt	19
3	6	8,818	0	Ok	14
21	7	3,19	0,622	Bra	5
5	7	4,776	0	Perfekt	5
13	7	4,528	0	Bra	5
17	8	16,76	0	våt, men bra	28
1	8	15,826	0	våt, men bra, vokste utover potte	30
9	8	0,725	0,725	våt, råte allerede i røttene	11

Ved innhøstingen, foretatt etter 18 dager, ble den overjordiske delen av planten innhøstet og veid, og en enkel visuell undersøkelse av rotmedium ble foretatt (se tabell 4.2.1). Verdiene går inn i analysen som behandles i kapittel 5.3.

Det ble brukt presisjonsvekt (med oppløsning =1 mg), og det regnes med et standardavvik av målingene på omtrent 5 mg. Målefeilen ved avsluttende innhøsting er da under 1 % av den målte verdien og kan derfor aksepteres som tilfredsstillende målekvalitet.

5. Analyse

Etter at prosessene med konsept og utføringen av forsøket og den etterfølgende innsamlingen og dokumentasjonen av datamaterialet ble gjort i henhold til EN 29 001-forskriftene, er grunnlaget gitt for å starte med den statistiske analysen. Slik analyse er ikke bare kjernen i denne oppgaven, men også forskrevet etter EN 29 001 punkt 4.20.

Det brukes klassiske statistiske metoder som variansanalyse (ANOVA), forskjellige t-tester, multiple regresjon og mye beskrivende statistikk. Denne oppgaven har blitt en del av Nammo Raufoss AS' prosess- og styringsdokumenter, og dermed tas det hensyn til prosessingeniørenes ønske om meget detaljert grafisk fremstilling av vunnet informasjon.

For analysen har jeg valgt å følge en retningssnor fra Googles research director, Peter Norvig: *"Warning Signs in Experimental Design and Interpretation"* (http://norvig.com/experiment-design.html), der han gjør oppmerksom på krav og feilkilder ved design, analyse og tolkning av data. Jeg oppfatter Norvigs fremstilling som et sammendrag av punktene som også Box og Cuthbert har tatt stilling til.

Norvig advarer for eksempel mot

- **manglende reproduserbarhet** av forsøksresultatene: *"If an experiment indicates a phenomenon that is in fact real, then the experimenter should be able to repeat the experiment and get similar results. More importantly, other researchers should be able to reproduce the experiment and get similar results as well."* Reproduserbarhet forutsetter ryddig fremgangsmåte ved utføring av forsøkene, noe som innebærer f.eks. eksplisitt dokumentasjon av alt som kan ha betydning ved forsøket. Oftest er forskeren mer opptatt av resultatet (dvs. å verifisere sin teori ved å søke etter signifikanser som bekrefter den) enn selve riktighet av resultatet som gjenspeiles i reproduserbarheten. I samme spor går Cuthberts anbefaling om å kjøre tvilsomme gjentak en gang til. Det må tilføyes

at usikkerheten ved resultatene avtar når antall gjentak økes. Interpretasjoner av forsøk med kun ett eller få gjentak er beheftet med særdeles stor usikkerhet. Store avvik ved repetisjon av forsøket må påregnes selv om forsøk utføres under perfekte forhold, både hva omgivelsesbetingelser og dokumentasjon angår.

- **bevisst utvalg av forsøksledd for å vise ønskede resultater**. Eksperimentet blir utført flere ganger inntil et gjentak viser resultater som passer til det forskeren er ute etter å vise. Forskeren informerer ikke om antall andre gjentak som vedkommende har kjørt uten tilsvarende resultater når resultatene publiseres. Norvig kommenterer dette i sin artikkel under ”Ignoring Publication Bias”: *”It happens at many levels, experimenters don`t complete an experiment if it seems to be going badly, or they fail to write it up for publications…So when a published paper proclaims ”statistically” this could only happen by change on in twenty times, it is quite possible that similar experiments have been performed twenty times, but have not been published.”* Denne problemstillingen var styrende ved utvalg av forsøksarena siden det kunne forventes avbrudd av eksperimentet ved industriforsøket når årsaken (produksjonsfeil ved inngående deler før herdeprosessen) var klart og bekreftet mens forsøkene ikke var ferdig kjørt. Særlig i populære bulevardmedia er slike ”analysemetoder” på dagsordenen.

- at utledning av konklusjoner baseres på en **ikke representativ mengde** av populasjonen, Norvig kommenterer: *”There are many possible sources of bias errors, but they cannot be neatly quantified with a numeric score, so there is a tendency to ignore them. But bias is still there, and ignoring it means that more results are accepted that should not be”*. Dette punktet kan gi utslag ved tolkning av bade det biologiske og det tekniske eksperimentet som hittil ble utført.

- **forvekslinger ved betingede sannsynligheter**. For eksempel må ikke P (avdød plante | art = bønne) forveksles med P (art = bønne | avdød plante). Uklare formuleringer av den problemstillingen som skal undersøkes, kan også fremprovosere feiltolkninger av dette slaget, uten hensyn til mangel på kunnskap rundt betingete sannsynligheter. Norvig siterte et eksempel der kun 15 % av legene svarte riktig ved en slik problemstilling som var relatert til diagnostikk av brystkreft.

- **for sterk fokusering på p- verdien**. Norvig tilføyer*:"Don`t confuse the statistical significance of an experiment with the magnitude of the result, even though the word "significance" is often used for both"*. Dette punktet vil komme tungt inn ved vurdering av resultatene fra industriforsøket. Her måtte det fokuseres på kast ved gjengepartiet selv om den var en av de responsene med høyest p-verdi og lavest signifikans. Det er viktig å få utført *arbeidsoppdraget* en blir bedt om og mindre viktig å søke etter signifikanser i materialet som ikke er av betydning. Slike observasjoner skal nevnes og dokumenteres, men de skal ikke brukes til videre oppfølging når det er klarlagt at informasjonen er av mindre eller ingen interesse.

- **feil valg av signifikansnivå.** Valg av signifikansnivået må stå i sammenheng med datamaterialet i de undersøkelser som utarbeides. Norvig presiserer*: "If there are no potential bad side effects of X, and if using X does not preclude using other potential cures, then we would be inclined to believe that X is effective even with a relatively poor P value. If X has powerful negative side-effects, we would insist on more compelling evidence before using it."* Som det senere ble vist, har de tiltakene som ble utført i herderiet, svært lite negativ innflytelse på delenes kvalitet, og derfor kunne det bli diskutert å anvende et 10 % signifikansnivå.

- **forvekslinger mellom korrelasjon og kausalitet**, noe som ofte fører til falske utledninger. Ved valg av forsøksvariablene og nivåene, spesielt ved mulige

oppfølgingsforsøk, må oppmerksomheten rettes mot denne problematikken dersom oppdraget går ut på å vise eller bevise kausalitet.

- **psykologiske momenter** ikke blir tatt i betraktning. Norvig advarer t å stole på løgn og psykologisk profesjonelt fremsatte påstander. Som eksempel kan vi nevne en diskusjon som jeg hadde med en ledende mester i forsøksavdelingen hos en underleverandør av et tysk automobilkonsern. I dette konsernet var en ansatt i forsøksavdelingen mistenkt for å har foretatt forfalskning av datamaterialet fordi vedkommende var redd for å måtte meddele sin foresatte at det ikke var utført tilstrekkelig observasjonsarbeid og fordi en slik melding ville innebære merarbeid. Analyse av falsk produserte data kan ha som konsekvens at slutninger og oppfølgingsforsøk utledes på feil grunnlag. Det er meget viktig at en bedrift følger faste rutiner for innhenting, lagring og forarbeiding av relevant datamateriell. Dette er årsaken til at EN 29 001-normen, som har dette kravet som kjernepunkt, har blitt så utbredt i de siste tjue årene.

Ved gjennomføring av forsøket ble det dokumentert omgivelsesbetingelser og andre opplysninger som kunne være av interesse. Det ble heller ikke utelatt noe forsøksresultat ved analysen.

5.1) Analyse av et $2^{(7-4)}$ *resolusjon III*, faktorielt forsøk, utført hos Nammo Raufoss AS

Grunnlaget for analysen er datamaterialet fra oppmålte deler etter forsøket og entydig identifikasjon. Det har blitt dokumentert følgende fem responser:

DKM (kast mantelflate, differanse i kast etter og før herding, målt i mm)

DKK2 (kast andre kon, differanse i kast etter og før herding, målt i mm)

DKBH (kast blindhull, differanse i kast etter og før herding, målt i mm)

DKGJE (kast innvendig gjenge, differanse i kast etter og før herding, målt i mm)

DDIA (diameterendring, differanse i diameter etter og før herding, målt i mm)

Som nevnt før ble kast målt med bedriftens kalibrerte målefikstur, der ø 25 mm sylinderflaten har dannet referanse for målingene.

Datasettene har manglet en del verdier for kast ved innvendig kon, men etter en gjennomgang kunne måleutstyret etterjusteres slik at alle deler var målbare. Dermed er datasettet komplett; alle målinger foreligger. Etterjusteringen av måleutstyret ble rapportert til den kvalitetsansvarlige i bedriften.

a.) Analyse med normalplott

Når det ikke kan kjøres flere gjentak ved et forsøk, kan det heller ikke anvendes en variansanalyse. En ofte brukt metode er å plotte de beregnede kontrastene på normalpapir. *”...the effects representing the contrasts between pairs of averages would have roughly normal distributions centered to zero and would plot on a*

normal probability scale as a stright line" (Box, 2005, side 203). Tabell 5.1.1 viser regnearket som ble brukt for beregning av kontrastene.

Rekkefølge	Forsøks ID	Bøssing nr:	950 °C = + 900°C = -	5 % konsentr = + 9 % konsentr = -	26 °C = + 18°C = -	Ja = + Nei = -	rotorhjul z=42 = + rotorhjul z=23 = -	lang , 10 sec = + kort , 7,7 sec = -	stor kon V = + stor kon H = -	KAST MANTELFLATE	KAST 2. KON	KAST INNVENDIG KON	KAST GJENGEPARTI	DIAMETERENDRINGER
			A	B	C	AB= D	AC= E	BC= F	ABC =G	DKM	DKK2	DKBH	DKGJE	DDIA
4	1	25-32	+ høy	+ stand	+ varm	+ JA	+ stor	+ lang	+ stor V	0,055	0,051	0,086	0,026	0,021
2	2	9-16	+ høy	+ stand	- kaldt	+ JA	- lite	- stand	- stor H	0,039	0,031	0,074	0,024	0,029
7	3	49-56	+ høy	- høy	+ varm	- NEI	+ stor	- stand	- stor H	0,034	0,020	0,028	0,026	0,010
5	4	33-40	+ høy	- høy	- kaldt	- NEI	- lite	+ lang	+ stor V	0,080	0,064	0,069	0,069	0,017
3	5	17-24	- lav	+ stand	+ varm	- NEI	- lite	+ lang	- stor H	0,069	0,033	0,049	0,030	0,016
1	6	1-8	- lav	+ stand	- kaldt	- NEI	+ stor	- stand	+ stor V	0,049	0,034	0,055	0,033	0,015
8	7	57-64	- lav	- høy	+ varm	+ JA	- lite	- stand	+ stor V	0,078	0,024	0,036	0,104	0,021
6	8	41-48	- lav	- høy	- kaldt	+ JA	+ stor	+ lang	- stor H	0,040	0,028	0,053	0,050	0,014
	DKM		-0,028	-0,020	0,028	-0,021	-0,086	0,044	0,080					
	DKK2		0,048	0,013	-0,029	-0,015	-0,018	0,067	0,061					
	DKBH		0,064	0,077	-0,052	0,048	-0,005	0,064	0,041					
	DKGJE		-0,072	-0,137	0,011	0,046	-0,092	-0,012	0,101					
	DDIA		0,011	0,019	-0,006	0,027	-0,021	-0,005	0,005					

Tabell 5.1.1 Beregning av kontrastene for alle responser

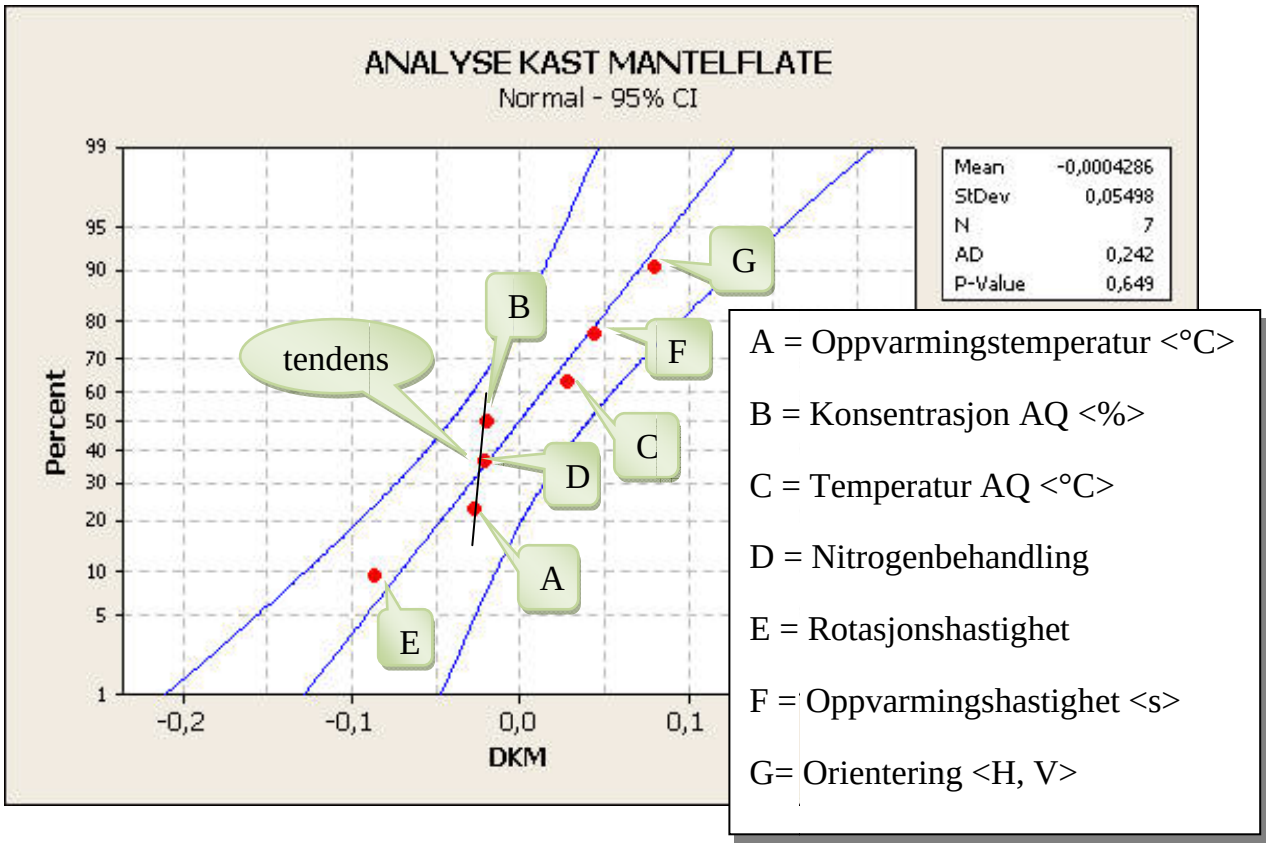
Fremgangsmåten:

Først beregnes gjennomsnittsverdiene ($\bar{x}$-verdiene) for hver responsvariabel (her: DKM, DKK2, DKBH, DKGJE og DDIA) av alle deler (bøssinger) i gjentaket (her har hvert ledd (ID) kun ett gjentak med åtte bøssinger hver). Deretter adderes eller

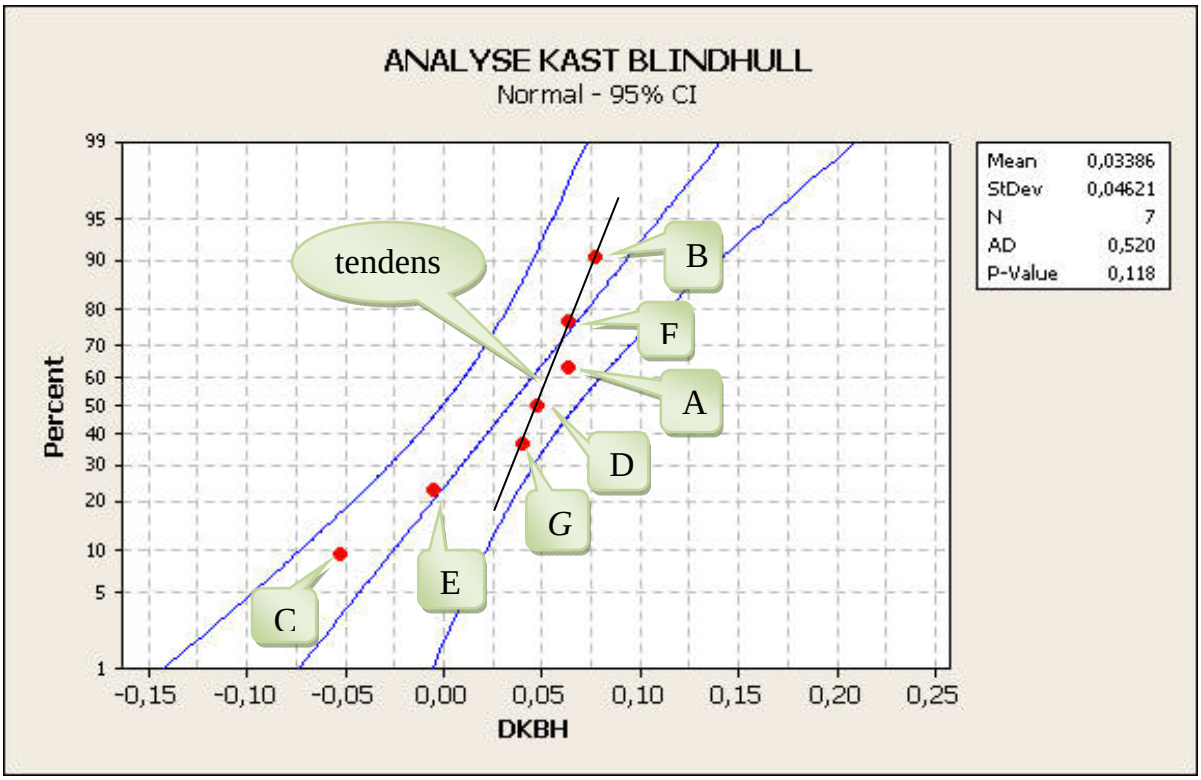
subtraheres det (tilsvarende fortegn) gitt for forsøksnivået de beregnede $\bar{x}$ - verdier for hvert forsøk. Resultatet for hver kolonne, her fra syv kolonner (siden vi har syv variabler) overføres til et normalplott. Dette kan gjøres elektronisk med f.eks. MINITAB-programmet. Sterkere tendenser og i hvert fall signifikanser danner et punktmønster som tydelig avviker fra en rett linje.

Det er fem forskjellige responser som må vurderes hver for seg. I første omgang skal all kast reduseres, og dersom det ville vise seg sterke tendenser for en respons, vil denne være styrende for oppfølgingsforsøk som skal planlegges ut ifra analyseresultatene her.

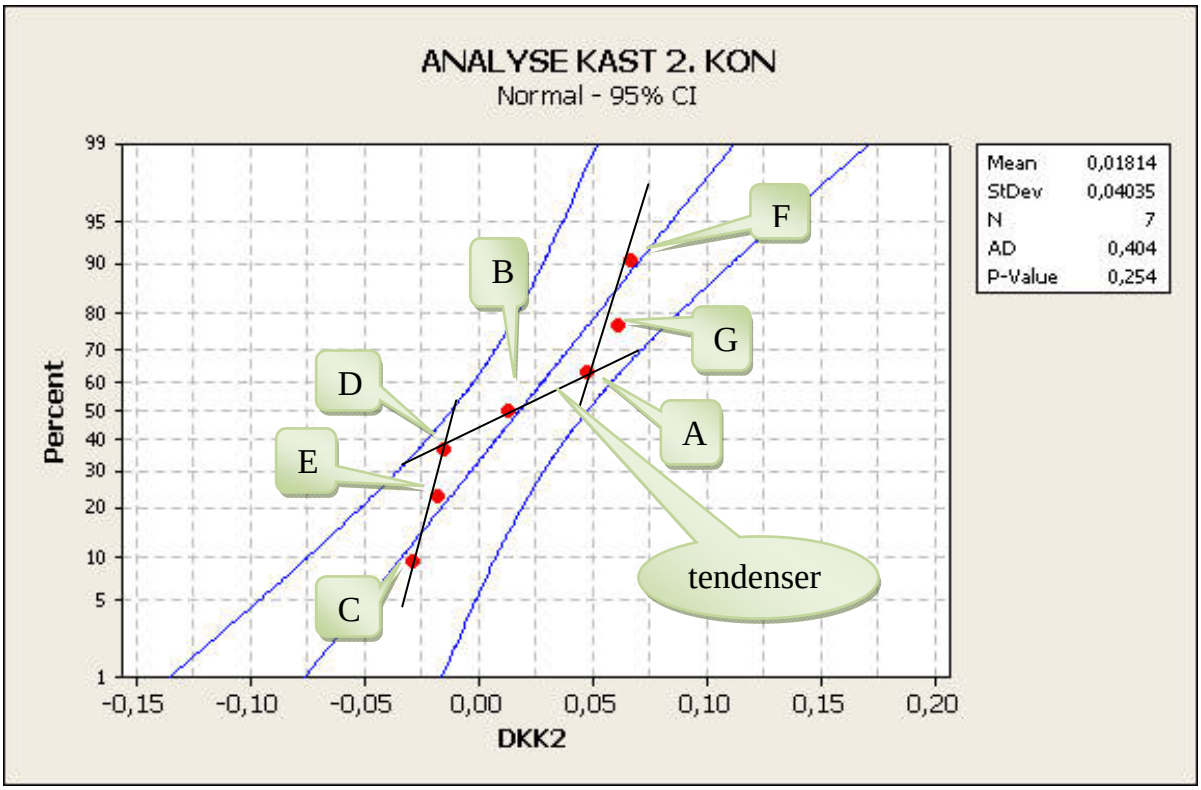
Figurene 5.1.1 til 5.1.4 viser normalplottet av de forskjellige kastresponser. Alle viser kastendring i mm (uavhengig av retning), målt på forskjellige steder ved bøssingen. Figur 5.5 viser normalplottet av diameterendringen (ø 25mm sylinderflate) under herdeprosessen.



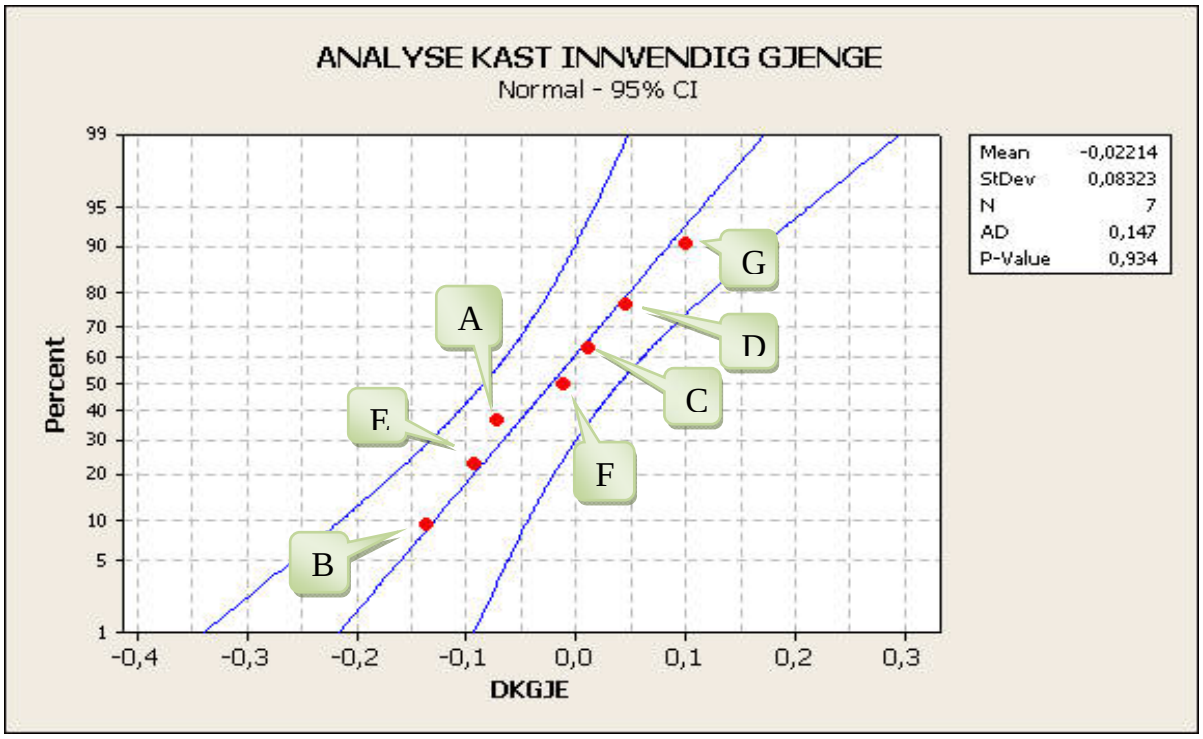
Figur 5.1.1Normalplott av kastendring av mantelflaten gjennom herding



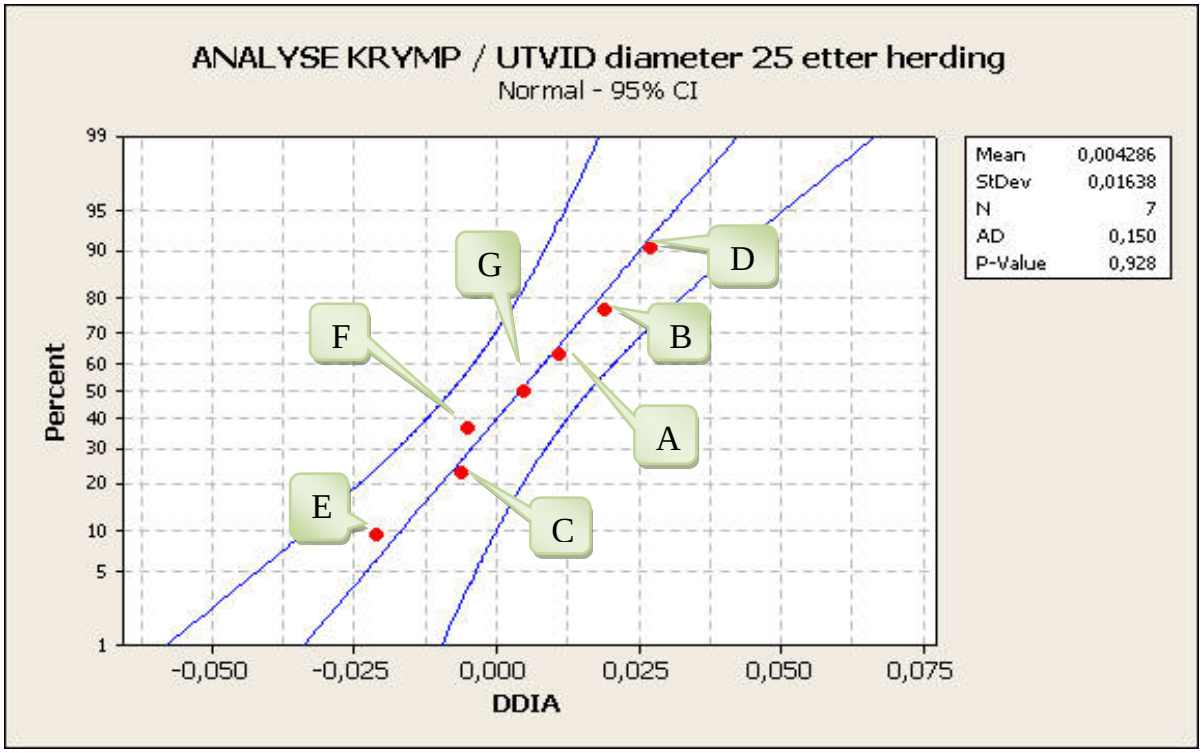
Figur 5.1.2: Normalplott av kastendring av blindhullet gjennom herding



Figur 5.1.3: Normalplott av kastendring andre kon, gjennom herding



Figur 5.1.4: Normalplott av kastendring av gjengepartiet gjennom herding



Figur 5.1.5: Normalplott av diameterendringer ø 25 mm gjennom herding

Alle normalplott kunne ikke vise p-verdier lavere enn 0,05, og dermed kan et utsagn om signifikans vanskelig fremmes med de data som foreligger. Kastet av blindhullet

(figur 5.1.2) viser et klart synlig mønster samt lavest p-verdi og dermed tydelige tendenser. Temperaturen av avkjølingsmediet (C) og rotorhjulet (E = AC) passer ikke i sammenhengen som dannes med de andre faktorene. Likeledes har kast 2. kon en lav p-verdi på kun 0,254. Her danner faktorene oppvarmingstemperatur (A), innleggingsretning (G) og oppvarmingshastighet (F), en gruppe som er tydelig forskjellig fra gruppen som består av nitrogen (D), rotorhjul (E) og temperatur av avkjølingsmediet (C). Andre tendenser er ikke nevneverdige.

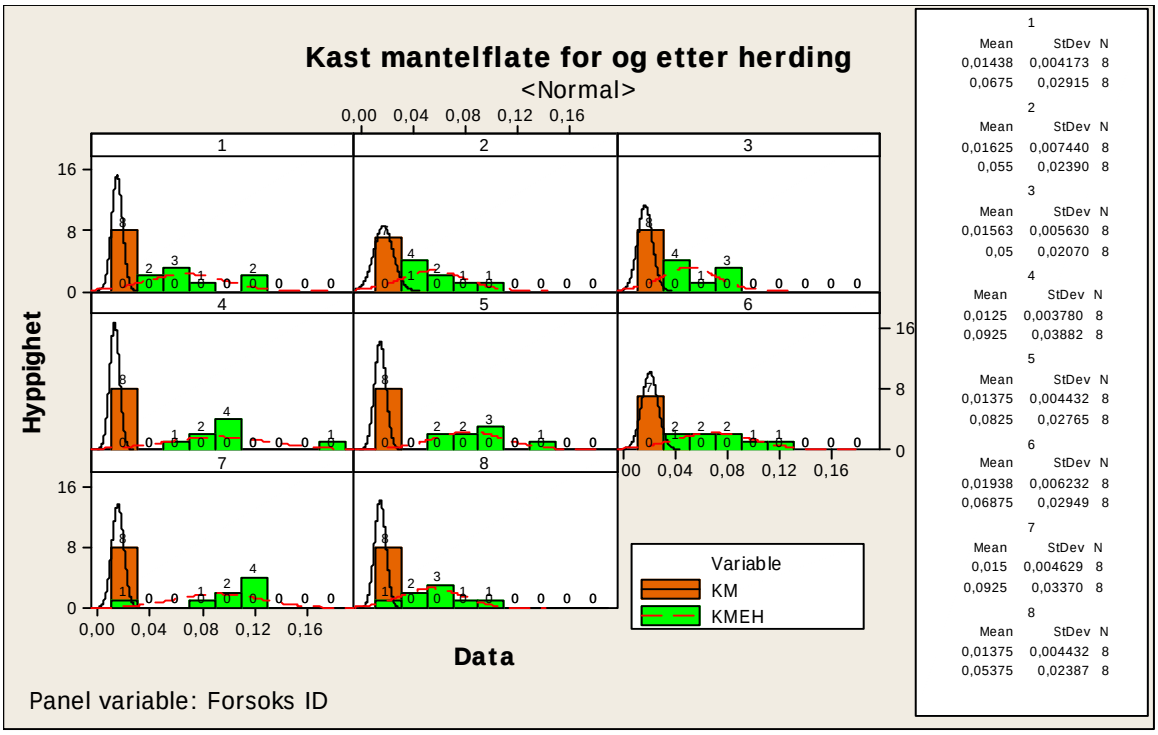
Av figur 5.1.5 går det frem at målendring (krymping/utvidelse) ikke er noe tema for diametermålet ved mantelflaten. En p-verdi av hele 0,93 og en nesten rett linje i plottet gir et klart signal om at en kan fokusere på noe annet enn krymping eller utvidelse ved herding av diameter ø25mm. Det er dermed forholdsvis store geometriske avvik (form- og lageavvik) som ble observert ved prosjektilene under herdeprosessen.

Hovedvekt skal etter kundens ønske ligge på kast av det innvendige gjengepartiet siden den har avgjørende funksjon for ønsket innsparing av slipearbeidet. Etter anvisning av Nammo vil videre arbeid konsentrere seg om denne responsen.

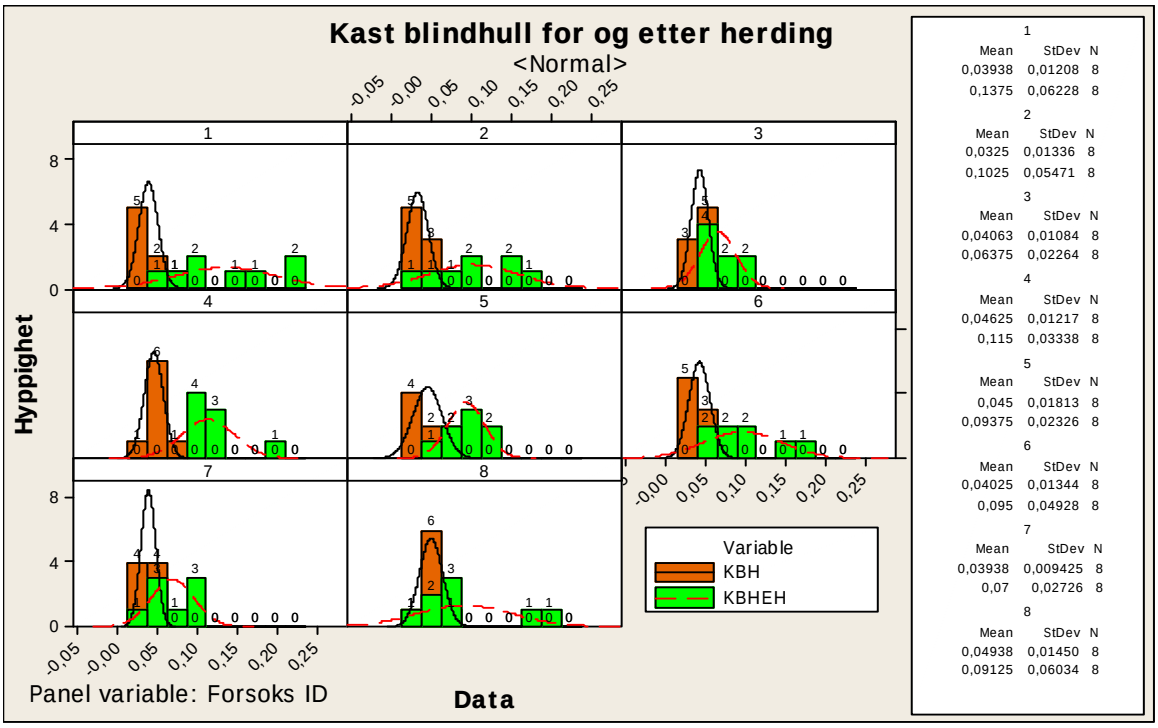
b.) Grafisk fremstilling av tendenser

Det kunne ikke fremvises signifikanser ved de *relevante* normalplottene, og derfor vil en grafisk fremstilling av sammenhengene samt enkelt deskriptiv statistikk vise under hvilke betingelser det blir færrest mulig relevante forandringer av delene under herdeprosessen.

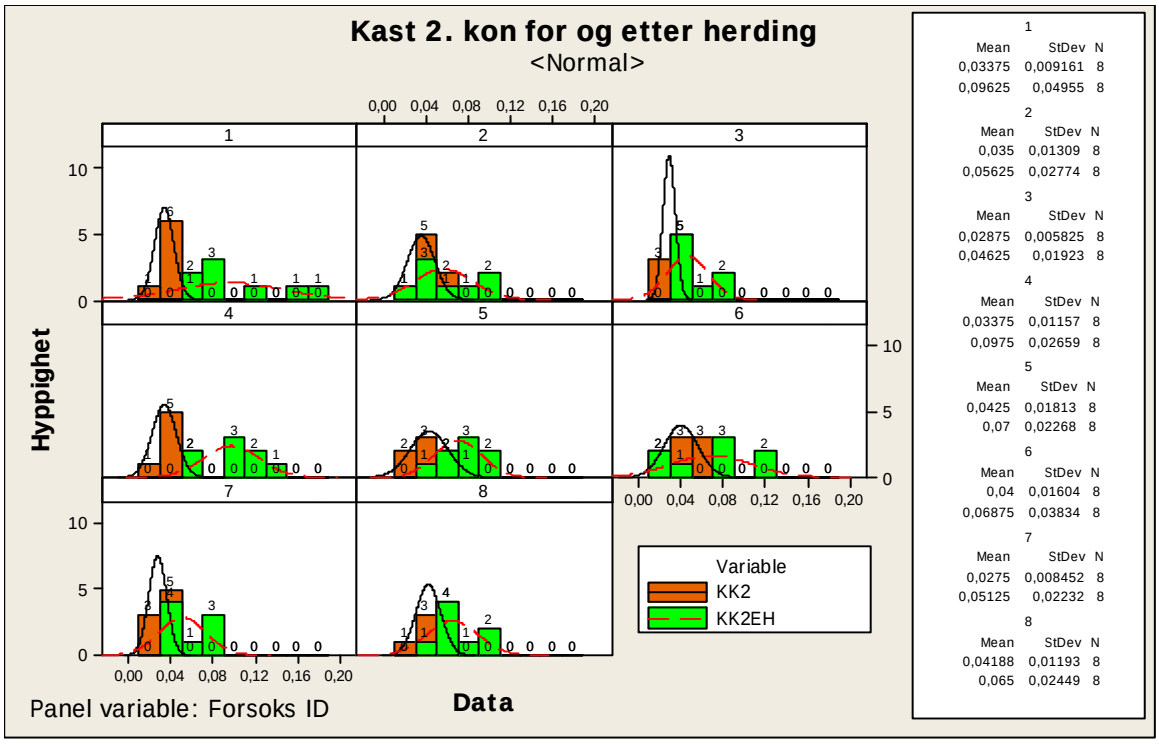
Figurer 5.1.6 til 5.1.10 viser histogrammer og deskriptive fremstillinger for hver responsvariabel. Figurene 5.1.11 til 5.1.17 viser histogrammer som fremstiller tendenser for de respektive variablene.



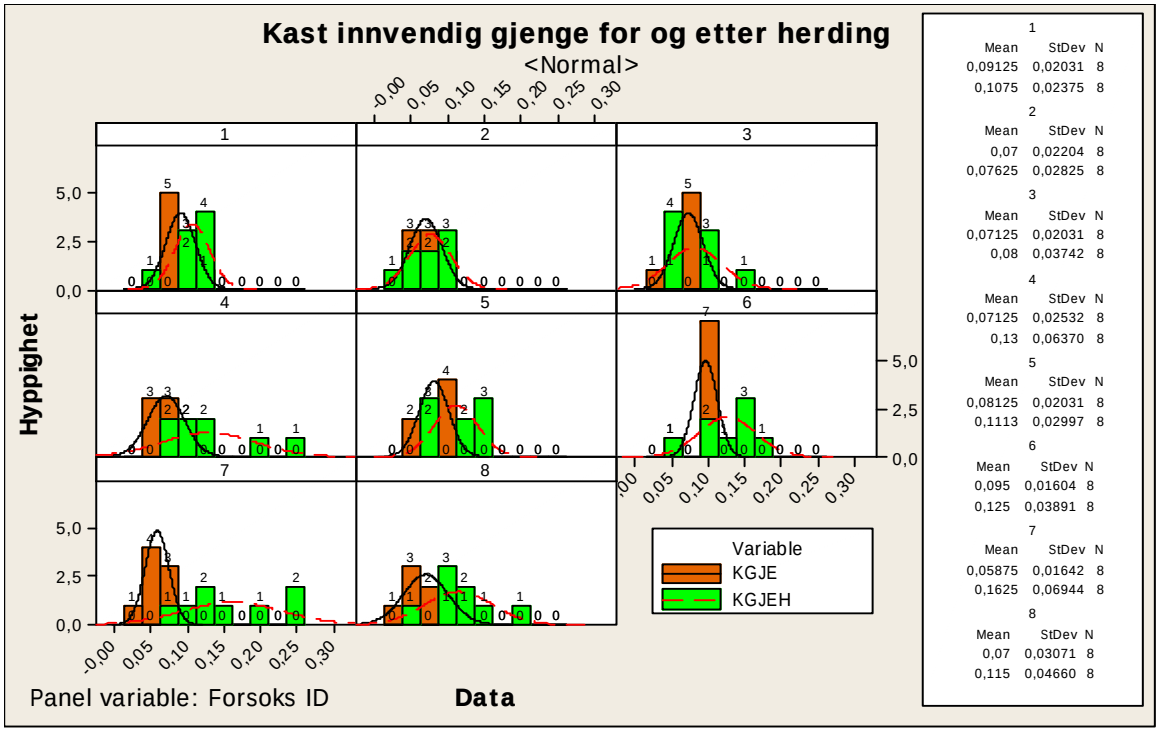
Figur 5.1.6: Kast mantelflate før og etter herding, alle ledd



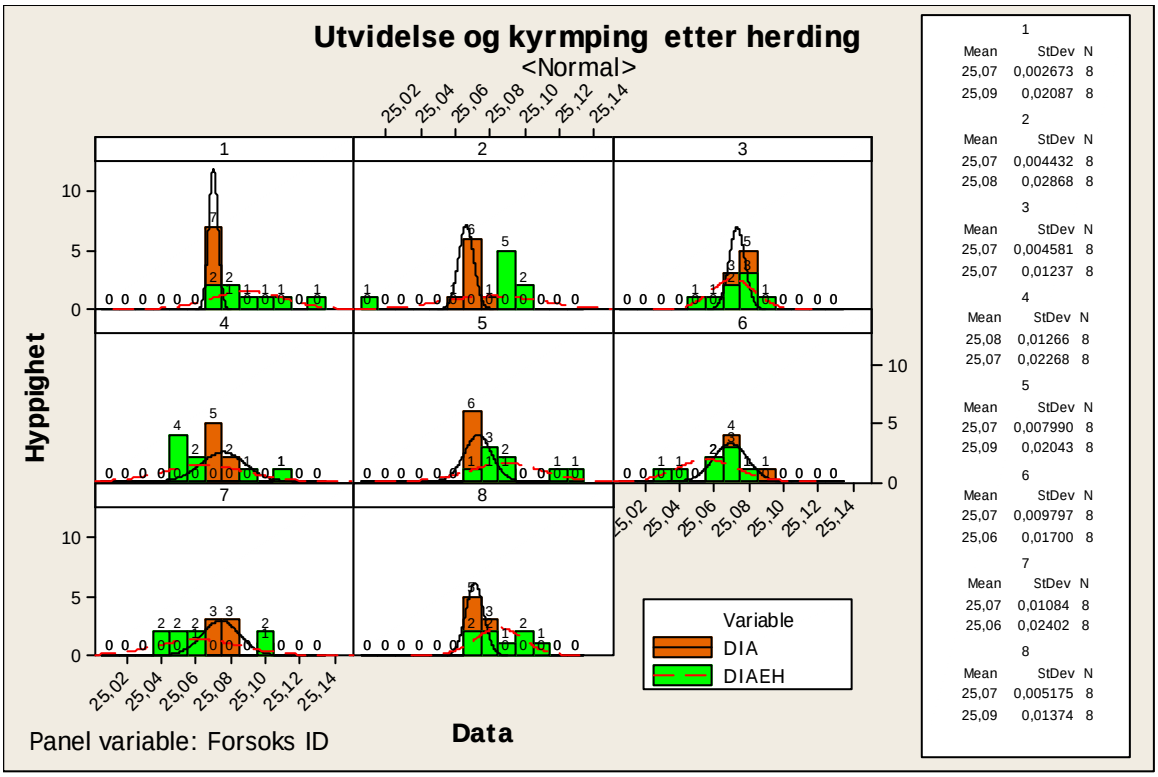
Figur 5.1.7: Kast blindhull før og etter herding, alle ledd



Figur 5.1.8:Kast 2. kon før og etter herding, alle ledd



Figur 5.1.9: Kast innvendig gjengeparti før og etter herding, alle ledd

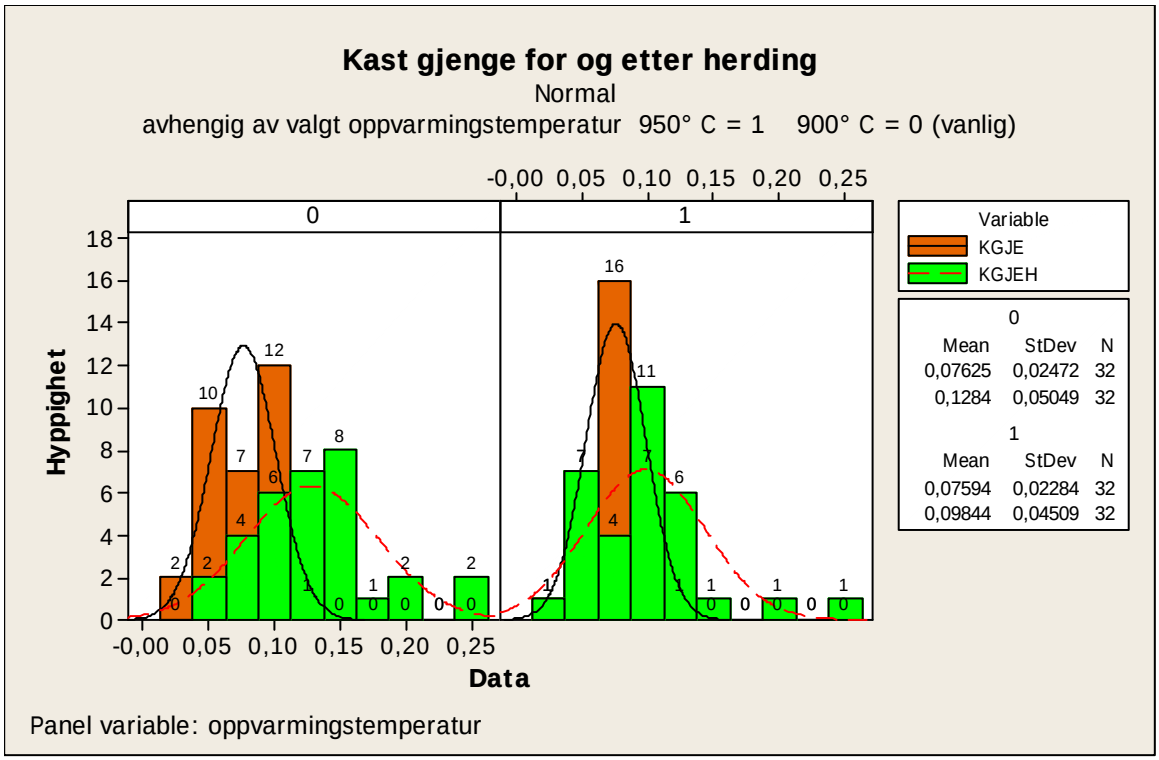


Figur 5.1.10: Diameterendringer ø 25 mm mantelflate før og etter herding, alle ledd

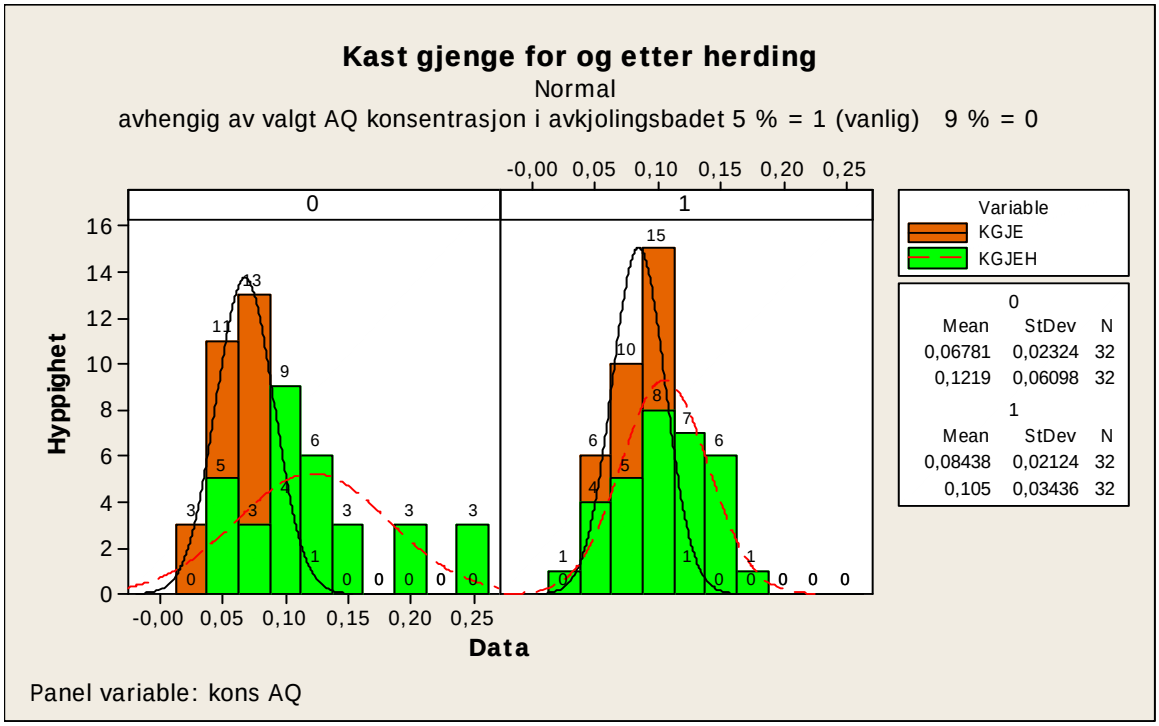
Det har blitt vist flere gunstige og ugunstige momenter i figurene 5.1.6 til 5.1.10 der det kan avledes noen anbefalinger om hvilke parametere som kan være gunstige.

Kast ved mantelflaten (figur 5.1.6) er minimal når forsøket kjøres etter ID 2; derimot må ID 4 og ID 7 frarådes. Når det gjelder kast ved blindhullet (figur 5.1.7), anbefales derimot ID 7, mens ID 1 og ID 2 frarådes. Også kast ved 2. kon (figur 5.1.8) blir minst når ID 7 kjøres, og ID 1 og ID 4 frarådes. For kast ved innvendig gjenge (figur 5.1.9) er forskjellene minimale. ID 1 og ID 2 virker meget bra.

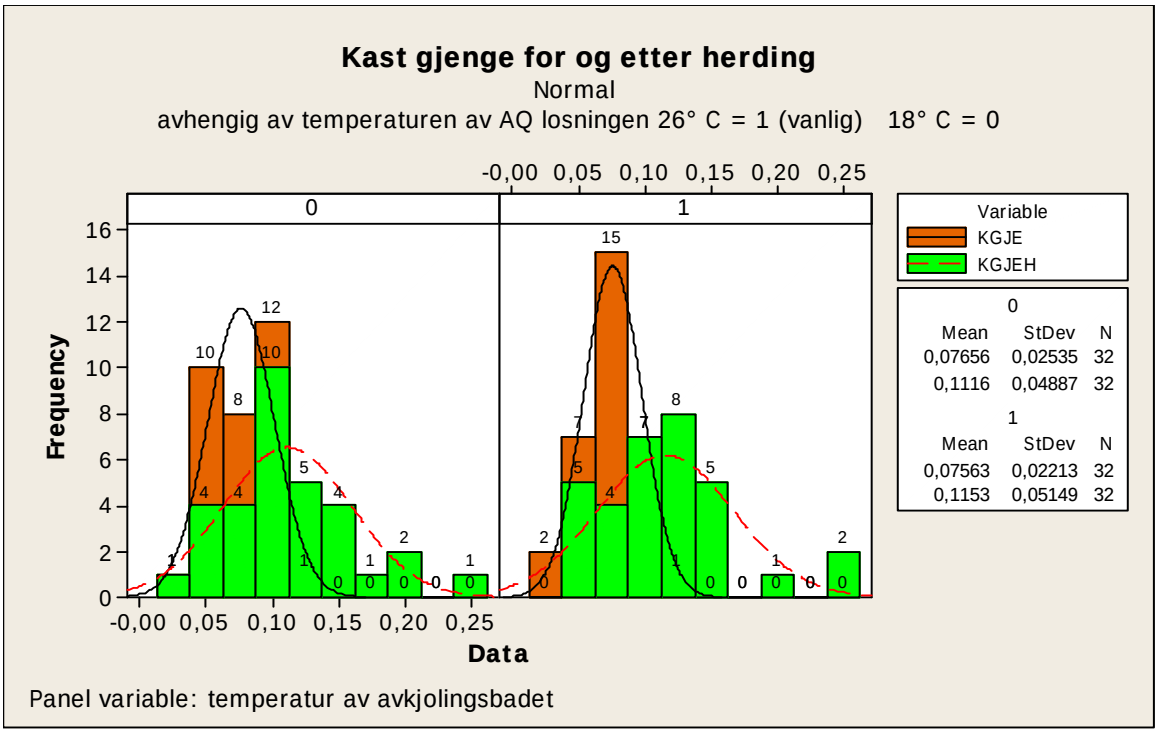
Utvidelse og krymping er i såpass minimalt omfang at det ikke kan avledes noen anbefalinger fra den grafiske fremstillingen. Siden kast ved gjengepartiet er den vesentligste faktoren, fremstilles grafene mer detaljert i figurene 5.1.11 til 5.1.17.



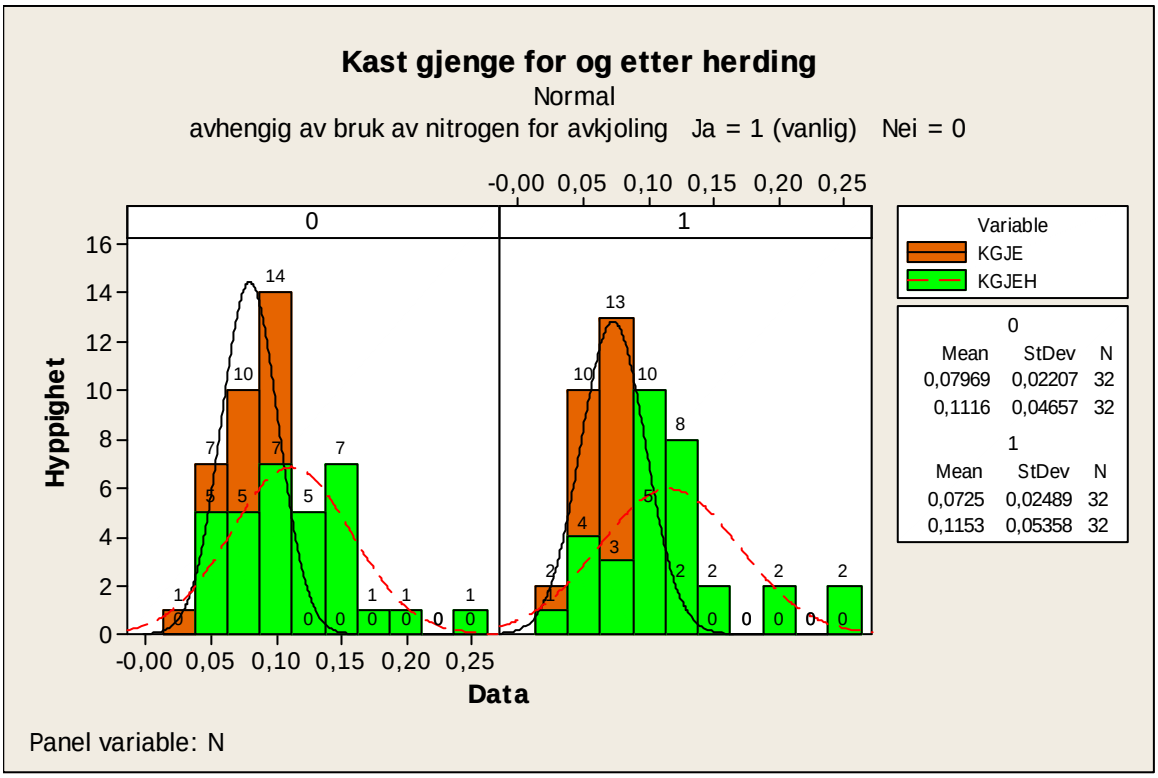
Figur 5.1.11 Tendenser for kast gjenge med oppvarmingstemperatur som årsak



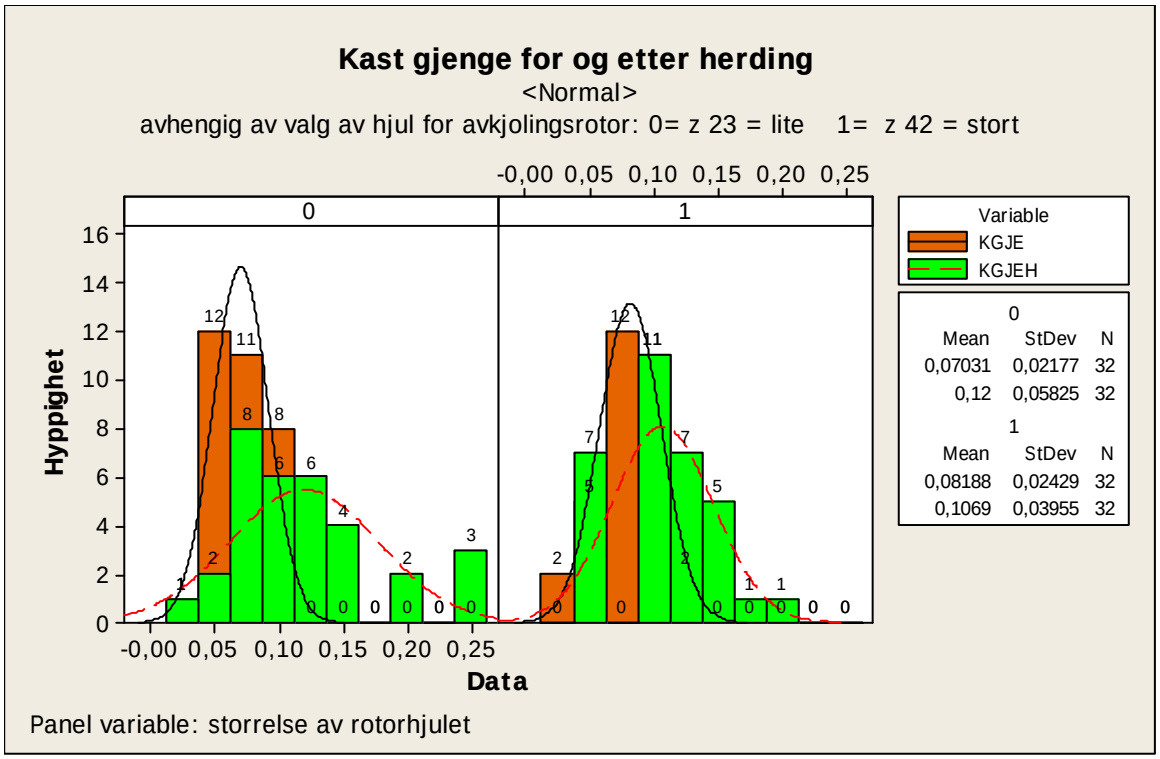
Figur 5.1.12 Tendenser for kast gjenge med konsentrasjon av AQ -løsningen i avkjølingsbadet som årsak



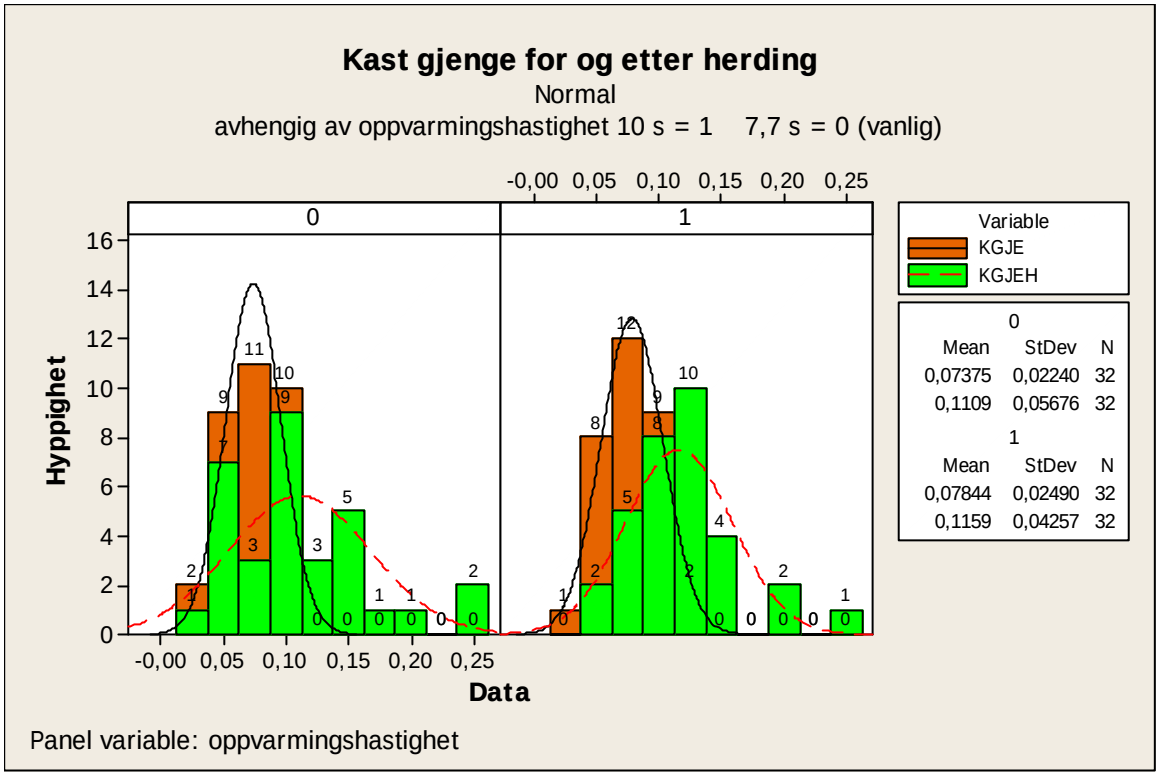
Figur 5.1.13 Tendenser for kast gjenge med temperatur av AQ løsningen (avkjølingsbadet) som årsak



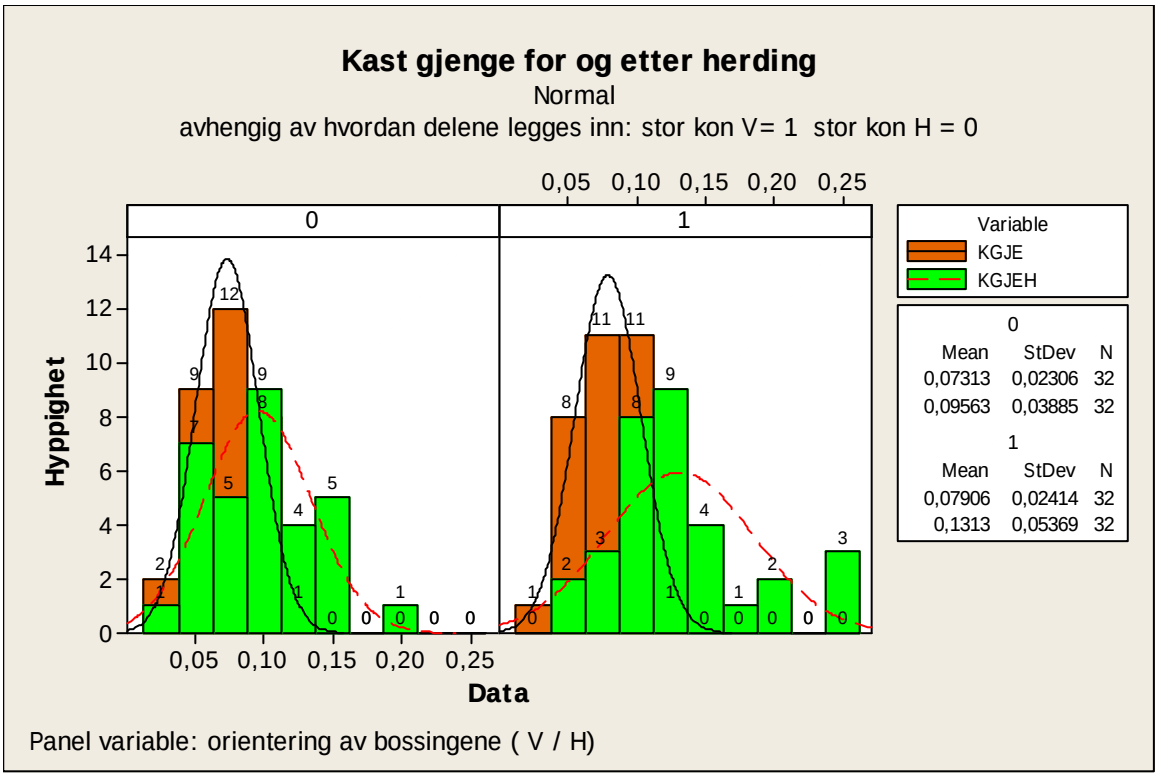
Figur 5.1.14 Tendenser for kast av gjenge med anvendelse av nitrogen før starten av avkjølingsprosessen som årsak



Figur 5.1.15 Tendenser for kast gjenge med rotasjonshastighet i avkjølingsbadet som årsak



Figur 5.1.16 Tendenser for kast av gjenge med oppvarmingshastighet før herding som årsak



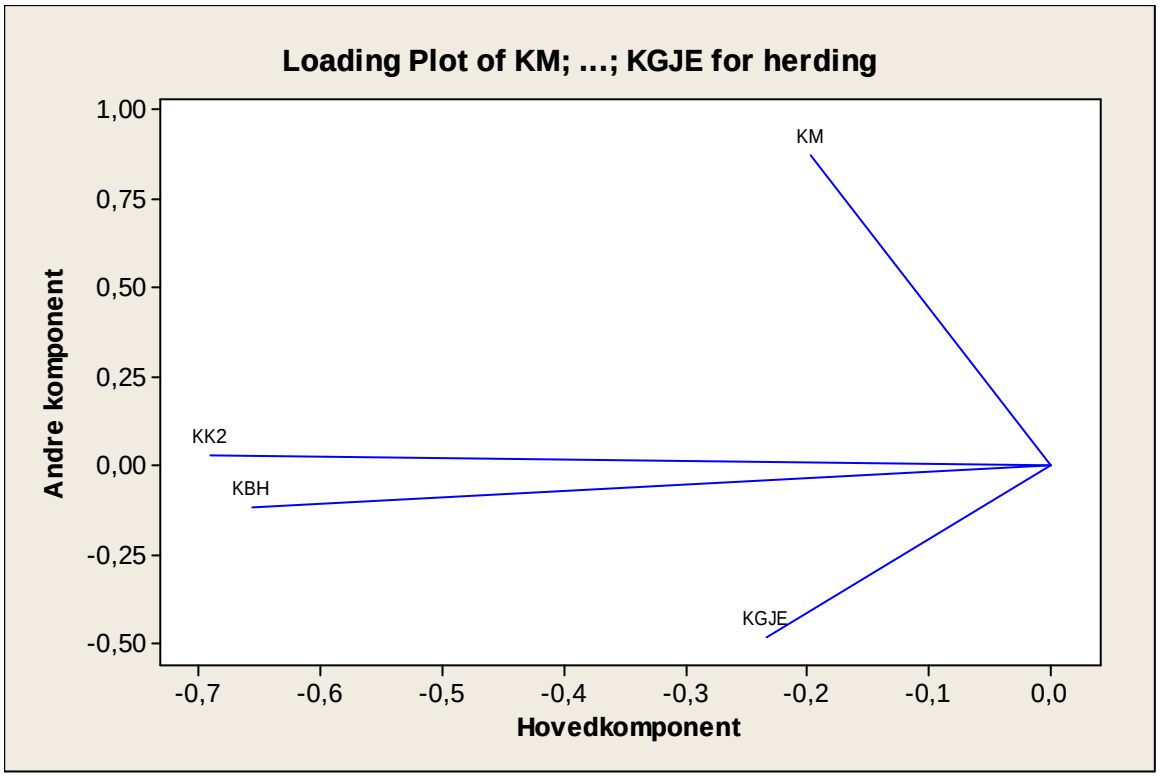
Figur 5.1.17 Tendenser for kast gjenge med plasseringsretning av delene som årsak

5.2) Drøfting av resultater for det industrielle forsøket

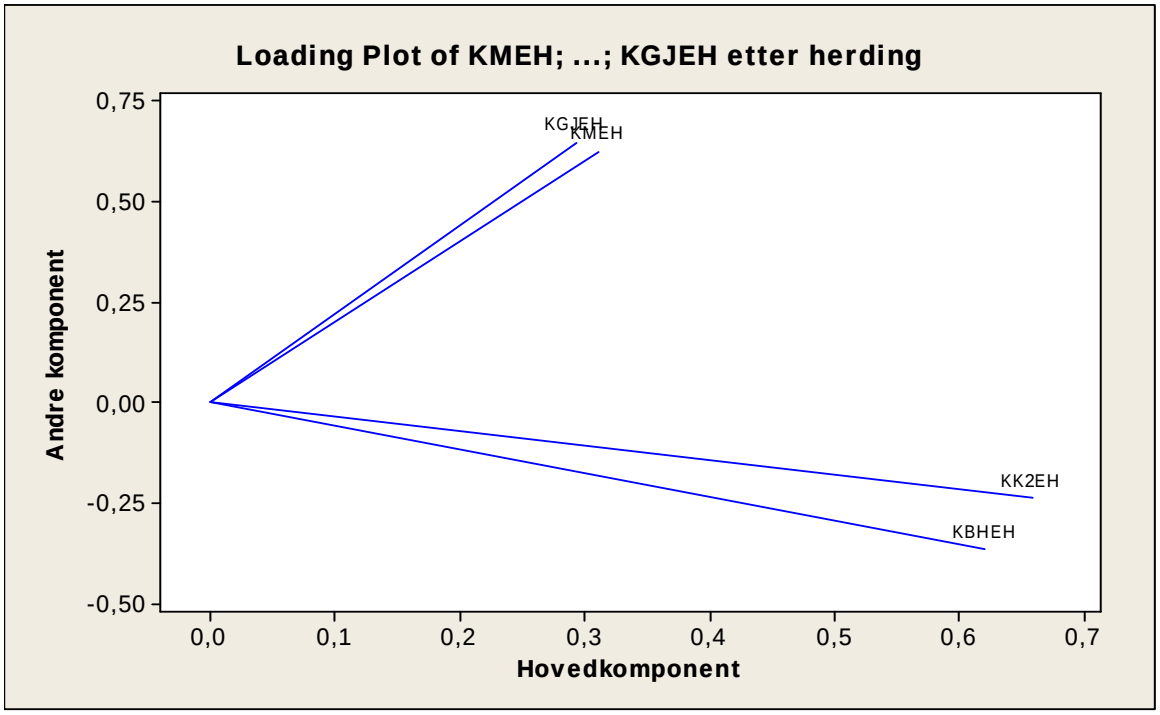
Siden det ikke kunne vises signifikanser, ble det ved gjennomgang av resultatene foretatt vurderinger for oppfølgingsforsøk som hovedsakelig er basert på praktiske erfaringer. Videre har vi sett nærmere på responsene før og etter herdingen og foretatt en PCA (Principal Component Analysis) som figurene 5.2.1 og 5.2.2 viser.

Kast for kon 2 (KK2) og blindhullet (KBH) er meget høyt korrelerte, noe som er naturlig siden de dreies i samme oppspenning. Det samme gjelder etter herdeprosessen.

Nesten lineært uavhengig av kast ved andre kon (KK2) og kast av blindhullet (KBH) er kast av mantelflaten (KM) og kast av innvendig gjenge (KGJE). Merkelig nok er de før herding negativ og etter herding positiv korrelerte. Det oppstår et generelt fortegnskifte. Dette indikerer at det uansett skjer noe med den geometriske formen på bøssingen ved herdeprosessen.



Figur 5.2.1 PCA av kast responser før herding



Figur 5.2.2 PCA av kast responser etter herding

Den fremstilte PCA inneholder ikke *faktorer* for variansene justert etter viktigheten av de forskjellige responsene.

Vi har allerede nevnt at kast av det (innvendige) gjengepartiet er av størst interesse for Nammo sin utviklingsavdeling. Jeg ser det som et viktig punkt i oppgaven å holde meg til relevante responser slik at søking etter signifikanser som ikke er av funksjonell interesse unngås.

Herdetemperaturen og oppvarmingshastigheten har vist seg som omtrent optimal; likeledes har nitrogenatmosfære hatt en gunstig innvirking for prosjektilet, i hvert fall for overflatens kvalitet. Tendensene som figurene 5.1.11, 5,14 og 5.1.16 viser, bekrefter dette.

Også om temperaturen i avkjølingsbadet skulle senke seg (over natten) til 18° C, vil det ikke være noen tendens som innvirker på utvikling av kast ved gjengepartiet. Dermed kan en tillate en temperatur i avkjølingsmedium mellom 15 og 30° C. Dette letter produksjonen.

Om delene legges inn mot høyre eller venstre er ikke helt likegyldig; det er en tendens til at dersom den store konen legges til høyre, vil dette være gunstigere for kastutviklingen for gjengepartiet. Det er derimot ikke noe valg i prosessen; delene må legges inn i motsatt retning til hverandre for at de ikke skal sveise seg sammen.

Det burde derimot frarådes å eksperimentere mer med konsentrasjonen av AQ-løsningen. Figur 5.1.12 viser et tilnærmet optimalt bilde når den anbefalte konsentrasjonen, 5 %, overholdes.

Etter at det oppstod en observasjon av særdeles lite rundhetsavvik under måling av forsøk ID 6 og ID 8, begge kjørt med stort hjul (z = 42, høyere omdreiingshastighet i avkjølingsbadet), har vi drøftet om rotasjonsbevegelsen ville være en faktor en kunne se nærmere på i et oppfølgingsforsøk. Ved grafisk fremstilling av tendensene har det også blitt synlig at et større hjul vil har noe å si for bedre kvalitet, selv om utsagnet er langt fra signifikant.

Herding er en av de vanskeligste disiplinene i verktøymakerhåndverket, nettopp fordi erkjennelser og prosessforbedringer må erarbeides ut ifra svake signaler som ligger langt fra signifikans. Ikke uten grunn er herding ofte omtalt som en kunst som krever

mange års erfaring hos utøveren dersom man skal kunne garantere en prosessikkerhet som industrien krever.

Videre kom det frem en tanke om at delene eventuelt kan ”forbedres” ved å utnytte deformasjonen, som nesten alltid skjer under herdeprosessen, dersom delene plasseres i riktig radial posisjon til selve kastavviket. Denne variabelen (heretter betegnet som a-akse) vil bli vurdert i et oppfølgingsforsøk.

Når en ser på tendenser i figur 5.1.15, kan en se en tendens som tyder på at høyere omdreiingshastighet av rotorhjulet kunne være gunstig. Især en del ekstreme verdier forekommer ikke når denne hastigheten er større. Dette samsvarer med faglige vurderinger siden den første kontakten med avkjølingsmediumet vil være avgjørende for i hvilken retning prosjektilet kommer til å vri seg. Delen må gli på en skrå bane ned i avkjølingsmediet, og kan derfor ikke kjøles helt symmetrisk. Rotasjon av delene sørger for at denne feilen reduseres. Likevel er tendensene ikke entydig og, grunnet den valgte $2^{(7-4)}$ forsøksdesignen, sterk konfundert med hverandre. Især resultatet av forsøk ID 2 i henhold til kastendring innvendig gjenge (langsom avkjølingshastighet) står i motsetning til de nettopp fremsatte påstander. Usikkerheten ved de fremsatte estimatene fremspeiles tydelig gjennom de høye p-verdiene som ikke tillater slutning på signifikante faktorer.

Feilen som ble begått ved designing av eksperimentet, ligger i at forskjellen mellom rotasjonshastigheter var altfor liten. Især at det finnes teknologiske argumenter for nærmere vurderingen av den geometriske bevegelsen når prosjektilet kommer i avkjølingsbadet, forsterker denne feilen.

Dilemmaet var å kunne få innvilget større ressurser for det første forsøket. En må ofte finne seg i det utstyret og de betingelsene som eventuelt kan endres, med den konsekvens av at datamaterialet ofte ikke fremviser nødvendig signifikans for videre forskning.

På den andre siden ønsket jeg ikke å eksperimentere med problemstillinger som er helt opplagte; utfordringen som jeg så med oppgaven, var å forske med en reell problemstilling innen mitt fagområde (mekanikk).

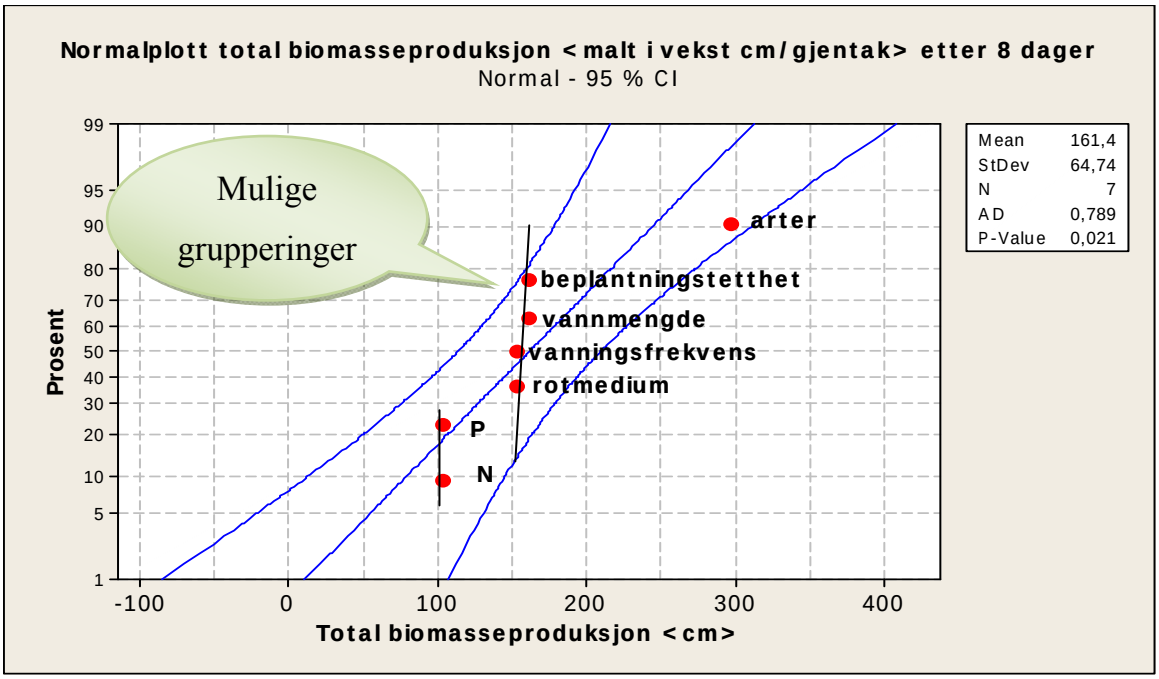
Valget av et *botanisk* forsøk, som ble utført parallelt med dette industriforsøket, var bevisst for å vise til viktigheten for statistisk fagpersonell å kunne tolke data i lys av den faglige bakgrunnen. Besvarelsen av oppgaven får dermed stor rekkevidde, fra presisjonsfokusert mekaniske problemstillinger til allsidige biologiske problemstillinger.

5.3) Analyse av et $2^{(7-4)}$ *resolusjon III*, faktorielt botanisk forsøk

Analysen har blitt utført i tre trinn: først to underveisanalyser med vekstlengde, og til slutt ved innhøsting av totalt produsert overjordisk biomasse som responsvariabel. Analysen ble gjennomført i henhold til Cuthberts anbefalinger som går ut på å sikre all informasjon som er tilgjengelig. Det må innledningsvis anføres at måleresultatene ved de målingene som er utført underveis, er beheftet med meget stor usikkerhet. Det var nødvendig å skåne plantene mest mulig for å ikke ødelegge analysen før innhøstingen.

Første underveisanalyse etter en uke

I motsetning til i det industrielle forsøket har vi tre (istedenfor ett) gjentak per ID og dermed flere muligheter for analysen. Som første skritt har, på same måte som i industriforsøket, kontrastene for totalt produksjon av biomasse blitt beregnet og fremstilt i et normalplott. Responsen ble ved underveisvurderingen forenklet målt i totalt antall centimeters vekst per gjentak.



Figur 5.3.1: Normalplot av kontraster ved vekstobservasjonen etter åtte dager

Punktmønsteret av kontrastene viser at de langt ifra er normalfordelt, og en p-verdi på bare 0,021viser også formelt signifikans. Biomasseproduksjonen vil først og fremst være avhengig av arter. Rent praktisk har det ikke kommet til noe vekst ved bønnene, likevel ligger avviket fra artene innenfor de skisserte konfidensgrensene. Dette viser hvor lite sensibelt et slikt normalplott reagerer. Pga. flere gjentak ved alle forsøksledd (ID) kan det – under antakelse av et felles standardavvik – vurderes å kjøre en ANOVA.

One-way ANOVA: ID 1- ID 8 underveisanalyse etter åtte dager
Respons: <samlet vekstlengde per gjentak i cm>

```
Source  DF     SS    MS      F      P
Factor   7  63381  9054  38,43  0,000
Error   16   3769   236
Total   23  67150

S = 15,35   R-Sq = 94,39%   R-Sq(adj) = 91,93%


                         Individual 95% CIs For Mean Based on
                         Pooled StDev
Level  N    Mean  StDev  ----+---------+---------+---------+-----
ID 1   3  155,50  28,50                                (---*---)
ID 2   3   13,67   2,02     (---*--)
ID 3   3    0,00   0,00  (---*---)
ID 4   3    0,00   0,00  (---*---)
ID 5   3    0,00   0,00  (---*---)
ID 6   3    0,00   0,00  (---*---)
ID 7   3   28,17   4,25        (---*--)
ID 8   3   70,00  32,41                (---*---)
                         ----+---------+---------+---------+-----
                             0        50       100       150

Pooled StDev = 15,35
```

Tabell 5.3.1. Enveis ANOVA total vekst per gjentak, observert etter åtte dager <cm>

Derimot har ikke bønnene spiret, og dermed er halvparten av responsene uten varians, noe som er i strid med reglementet for anvendelse av en ANOVA som Moore & Mc Cabe beskriver: *"If the largest standard deviation is less than twice the smallest standard deviation, we can use methods based on the assumption of equal standard deviations and our result will still be approximately correct"* (Moore & Mc Cabe 2003, s. 755). Det er opplagt synlig at artene ga størst utslag siden bønnene ikke spirte, men anvendelsen av ANOVA-metoden slik tabell 5.3.1 viser, er uakseptabel. Det kjøres nå en ANOVA der nullverdiene (her: bønner) er utelatt:

One-way ANOVA: ID 1; ID 2; ID 7; ID 8 underveisanalyse etter åtte dager (kun solsikkeplantene)
Respons: <samlet vekstlengde per gjentak i cm>

```
Source  DF     SS     MS      F      P
Factor   3  36581  12194  25,88  0,000
Error    8   3769    471
Total   11  40350

S = 21,71   R-Sq = 90,66%   R-Sq(adj) = 87,16%


                         Individual 95% CIs For Mean Based on
                         Pooled StDev
Level  N    Mean  StDev  ---+---------+---------+---------+------
ID 1   3  155,50  28,50                            (-----*-----)
ID 2   3   13,67   2,02  (-----*-----)
ID 7   3   28,17   4,25     (-----*----)
ID 8   3   70,00  32,41            (-----*-----)
                         ---+---------+---------+---------+------
                            0        50       100       150

Pooled StDev = 21,71
```

Tabell 5.3.2. Enveis ANOVA total vekst per gjentak, observert etter åtte dager (kun solsikkeplantene) <cm>

Når en ser på standardavvikene, er de fleste ca. 1/5 til 1/6 av estimert $\bar{x}$, med unntak av ID 8, som inneholder en ”outlier”. Ved gjentak nr. 9 (ID = 8), dannet seg råte ved røttene, noe som førte til senere død av planten. Allerede her har planten kun produsert ca. 40 % av biomassen sammenliknet med de andre gjentakene i ID 8-gruppen. Omkjøring av dette gjentaket har blitt vurdert. Det skal nå overprøves om en logaritmering vil føre til større likhet mellom de forskjellige standardavvikene.

One-way ANOVA: LOG ID1,2,7,8 underveisanalyse etter åtte dager (kun solsikkeplantene)
Respons: <log(samlet vekstlengde per gjentak i cm)>

```
Source  DF      SS      MS      F      P
Factor   3  1,8656  0,6219  35,02  0,000
Error    8  0,1421  0,0178
Total   11  2,0077

S = 0,1333   R-Sq = 92,92%   R-Sq(adj) = 90,27%

                            Individual 95% CIs For Mean Based on
                            Pooled StDev
```

```
Level    N    Mean   StDev  ------+---------+---------+---------+---
LOG ID1  3  2,1870  0,0778                            (----*---)
LOG ID2  3  1,1324  0,0659  (---*----)
LOG ID7  3  1,4466  0,0636          (---*----)
LOG ID8  3  1,8061  0,2379                    (---*----)
                            ------+---------+---------+---------+---
                                1,20      1,60      2,00      2,40

Pooled StDev = 0,1333
```

Tabell 5.3.3 Enveis-ANOVA: total vekst per gjentak, observert etter åtte dager

Med unntak av ID 8, som viste meget høyt standardavvik, er de andre variansene nå tilnærmet like. At alle gjentak med bønnene ble utelatt pga. manglende spiring, er allerede i seg selv en spesiell gruppe. Videre ser vi ved tabell 5.3.3 at solsikkepottene seg imellom hadde signifikante avvik, dokumentert ved en F-verdi >30. ID 1 viser desidert størst biomasseproduksjon per gjentak, mens ved pottene med ID 2 var det minst produktivitet de første 8 dagene.

Jeg har prøvd å ta med alle verdiene ved å utføre en transformasjon av responsen ved å legge måleusikkerheten (0,005g) til vekten. Transformasjonen er da gitt ved:

$$f(x) = \log(x + 0{,}005) \qquad (5.3.1)$$

Hensikten med 5.3.1 var å få logaritmerte verdier for alle gjentak, også for de med nullvekst. Dette løser ikke problemet: tross ekstremt høy F-verdi var det ikke mulig å beregne intervallene pga. manglende standardavvik av gjentakene med nullvekst. Dermed fremkommer logaritmering av de responser som *har* standardavvik som den beste metoden for analysen og fremstillingen av estimatene for vekst etter åtte dager.

Utsagn om signifikans må eventuelt overprøves med en Welchs t-test.

Andre analyse etter to uker

Da bønnene begynte å spire etter 12 dager, var mønsteret som vist i normalplottet etter åtte dager (figur 5.3.1) mindre tydelig, og p-verdien steg ved beregningene utført ved produksjon av normalplottet til 0,567, selv om det var klare og synlige forskjeller mellom artene (se bilde 4.2.2 nedenfor). Dette viser at en ikke burde legge så stor vekt på p-verdiene som kommer frem ved normalplottet. Videre kan det kjøres en ANOVA som vil gi mye bedre informasjon enn det som kan vises med normalplott.

I første omgang kjøres det en ANOVA med alle åtte forsøksopplegg og den samme problematikken fremstilt ved den første underveisanalysen.

ANOVA resultatet etter to uker vises her i tabell 5.3.4

Results for: ANOVA etter 13 dager. MTW underveisanalyse etter 13 dager
Respons: <samlet vekstlengde per gjentak i cm>

Source	DF	SS	MS	F	P
Factor	7	352145	50306	23,32	0,000
Error	16	34517	2157		
Total	23	386662			

S = 46,45 R-Sq = 91,07% R-Sq(adj) = 87,17%

Level	N	Mean	StDev
ID 1	3	357,33	32,22
ID 2	3	14,67	5,25
ID 3	3	0,00	0,00
ID 4	3	15,67	3,69
ID 5	3	0,00	0,00
ID 6	3	50,67	4,65
ID 7	3	56,17	4,25
ID 8	3	215,83	127,04

```
Individual 95% CIs For Mean Based on
Pooled StDev
-----+---------+---------+---------+----
                                (----*----)
 (----*----)
(----*----)
  (---*----)
(----*----)
    (----*----)
     (----*---)
                   (----*----)
-----+---------+---------+---------+----
     0       120       240       360
```

Pooled StDev = 46,45

Tabell 5.3.4: Enveis ANOVA: total vekst <cm> per gjentak, observert etter 13 dager

ANOVA-tabellen viser klare signifikante forskjeller mellom ID 1 og ID 8 og de andre gjentakene. Pga. stor måleusikkerhet vil kontrastestimater først utarbeides etter

avsluttende innhøsting. Igjen har ID 8 iøynefallende høy varians, men pga. få (kun tre) gjentak har jeg valgt å ta avstand fra utsortering av outliere. Variansen av de andre leddene (ID) som ikke er 0, ligger omtrent på 10 % av estimatet, noe som gjør logaritmering av responsene med utelatelse av nullverdiene hensiktsmessig (tabell 5.3.5).

Results for: ANOVA etter 13 dager. MTW underveisanalyse etter 13 dager
Respons <log(samlet vekstlengde per gjentak i cm)>

```
Source  DF      SS      MS      F      P
Factor   5  4,7425  0,9485  33,64  0,000
Error   12  0,3383  0,0282
Total   17  5,0808

S = 0,1679   R-Sq = 93,34%   R-Sq(adj) = 90,57%


                             Individual 95% CIs For Mean Based on
                             Pooled StDev
Level     N    Mean   StDev   -+---------+---------+---------+--------
LOG(ID1)  3  2,5519  0,0389                              (---*---)
LOG(ID2)  3  1,1467  0,1622   (---*---)
LOG(ID4)  3  1,1861  0,1101   (----*---)
LOG(ID6)  3  1,7035  0,0407             (---*---)
LOG(ID7)  3  1,7486  0,0329              (---*---)
LOG(ID8)  3  2,2551  0,3556                        (---*---)
                             -+---------+---------+---------+--------
                             1,00      1,50      2,00      2,50

Pooled StDev = 0,1679
```

Tabell 5.3.5: Enveis ANOVA total vekst per gjentak, observert etter 13 dager, uten ID 3 og ID 6 <log(cm)>

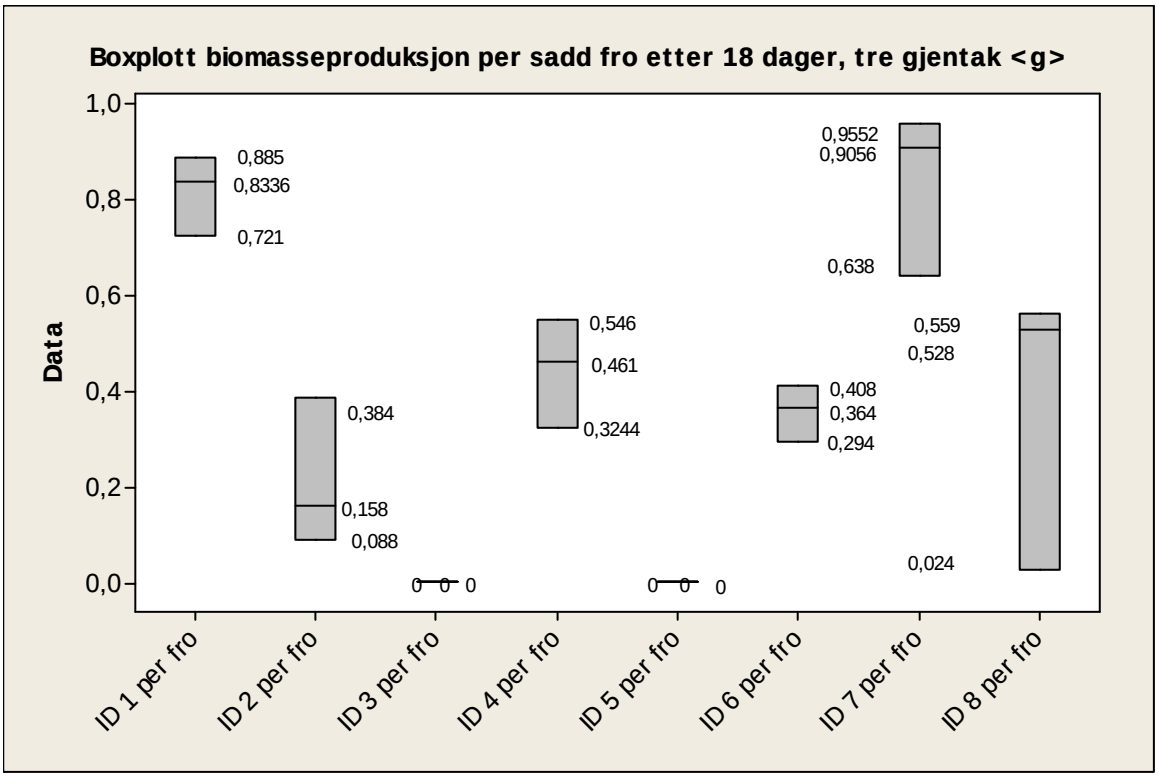
Standardavvikene er nå mer like, men likevel kommer det frem store avvik, noe som kunne føre til tvil omkring anvendelse av ANOVA-analysen her. Når det gjelder signifikanser, er budskapet klart: det er tre grupper (og med nullvekst resultatene fire grupper). Det kom tydelig frem at bønner produserer mindre biomasse de første 13 dagene. Det må presiseres at vurderingen om logaritmering av datamaterialet må foretas i hvert tilfelle. ANOVA-analysen bygger på antakelsen om likt standardavvik i hver forsøksgruppe (ID).

Utelatelse av nullvekstverdiene er forsvarlig; selve nødvendigheten av en slik utelatelse karakteriserer gruppen som spesiell.

Avsluttende analyse etter 18 dager

Innhøstingen ble foretatt etter 18 dager. Måling av biomasseproduksjon via lengde viste seg som lite egnet for endelig vurdering; innhøsting av det overjordiske og veiing med presisjonsvekt (måleusikkerhet ± 5 mg) ga bedre datakvalitet.

Innledningsvis fremstilles det etter anbefaling av Moore og McCabe et ”side by side” (range)-boksplott for visualisering av variansen av de forskjellige forsøksoppleggene (ID 1-8).



Figur 5.3.2 Boksplott biomasseproduksjon per sådde frø

Det er opplagt at nullveksten ved ID 3 og ID 5 samt variansen av ID 8 igjen vil skape problemer for anvendelse av ANOVA-analysen. ANOVA ble derfor kjørt kun med opplegg (ID) som har vekstforekomst, det vil si uten ID 3 og ID 5.

One-way ANOVA: ID 1- ID 8 uten ID 3 og uten ID 5 avsluttende analyse etter 18 dager
Respons: <biomasseproduksjon per utsådd frø>

```
Source  DF      SS      MS     F      P
Factor   5  1,0014  0,2003  7,24  0,002
Error   12  0,3319  0,0277
Total   17  1,3334

S = 0,1663   R-Sq = 75,11%   R-Sq(adj) = 64,73%


                                 Individual 95% CIs For Mean Based on
                                 Pooled StDev
Level         N    Mean   StDev   +---------+---------+---------+---------
ID 1 per fro  3  0,8133  0,0837                      (------*------)
ID 2 per fro  3  0,2101  0,1549   (------*------)
ID 4 per fro  3  0,4437  0,1118           (------*------)
ID 6 per fro  3  0,3555  0,0577        (------*------)
ID 7 per fro  3  0,8329  0,1706                         (------*------)
ID 8 per fro  3  0,3701  0,3000        (------*------)
                                 +---------+---------+---------+---------
                                 0,00      0,30      0,60      0,90

Pooled StDev = 0,1663
```

Tabell 5.3.6 Enveis ANOVA: Biomasseproduksjon per sådde frø, målt ved innhøsting etter 18 dager <g>

Resultater viser tegn for signifikanser. ID 2, 4, 6 og 8 danner en gruppering som her fremkommer signifikant forskjellig fra gruppen som består av ID I og 7. Det er noen knappe grenser mellom ID 4 og gruppen so består av ID 1 og ID 7. De gjentakene uten vekst som ble utelatt, ID 3 og ID 5, danner også en gruppe for seg selv. Det må tilføyes at det kun ble kjørt tre gjentak, og dermed er denne diskusjonen fortsatt beheftet med stor usikkerhet. Det største standardavviket er ca seks ganger større enn det minste. Etter logaritmering var det største standardavvik ca 20 ganger større enn det minste, noe som klart diskvalifiserer bruk av de logaritmiserte verdiene. Dette kunne forventes siden det ikke var en prosentvis sammenheng mellom estimatet og standardavviket. ANOVA-analysen kjøres nå én gang til, men nå uten outlieren fra ID 8 (potte nr. 9), der det var ekstremt lite aktivitet overfor de andre gjentak av samme ledd (ID) samt at alle plantene døde. Det antas at det ble gjort en ukjent feil ved håndtering av planten. Denne ANOVA-analysen etter at outlieren er tatt ut blir da ubalansert.

One-way ANOVA: ID 1- ID 8 uten ID 3 og uten ID 5 (ID 8 med kun to gjentak) avsluttende analyse etter 18 dager – UBALASERT –
Respons: <Biomasseproduksjon per utsådd frø>

```
Source  DF      SS      MS      F      P
Factor   5  0,9369  0,1874  13,53  0,000
Error   11  0,1524  0,0139
Total   16  1,0893

S = 0,1177   R-Sq = 86,01%   R-Sq(adj) = 79,65%


                                      Individual 95% CIs For Mean Based on
                                      Pooled StDev
Level             N    Mean   StDev  --------+---------+---------+---------+-
ID 1 per fro      3  0,8133  0,0837                          (-----*-----)
ID 2 per fro      3  0,2101  0,1549  (-----*-----)
ID 4 per fro      3  0,4437  0,1118           (-----*-----)
ID 6 per fro      3  0,3555  0,0577        (-----*-----)
ID 7 per fro      3  0,8329  0,1706                          (-----*-----)
ID 8 per fro kor  2  0,5431  0,0220             (-------*------)
                                      --------+---------+---------+---------+-
                                            0,25      0,50      0,75      1,00

Pooled StDev = 0,1177
```

Tabell 5.3.7 Ubalansert enveis ANOVA for biomasseproduksjon per utsådd frø, målt ved innhøsting etter 18 dager <g>

Ved første øyekast ser det ut at vi kommer saken nærmere med noe mindre differanse mellom minste og største standardavvik; derimot øker den prosentvise differansen – vi har gitt fra oss en del informasjon – et slikt ”outlier-uttak” er meget omstridt og fører til enda større usikkerhet fordi antall gjentak er ytterligere redusert. Det kom til en del forskyvninger ved de signifikansene, ID 2, 4 og 6 danner en gruppe, som før har vi de som ikke spiret i en gruppe og ID 1 og ID 7 sammen, men overgangene ved ID 8 er nå flytende mellom førstnevnte og ID 1 ID 7-gruppen. Forholdet mellom den minste og største standardavvik har blitt verre, og dermed har uttak av denne outlieren ikke vært noe gunstig tiltak.

For beregning av kontrastene velger jeg nå etter konservativ filosofi de standardavvikene og de frihetsgradene som fremkommer i den *balanserte* ANOVA-analysen som er fremstilt i tabell 5.3.6. Bruk av 12 istedenfor 16 frihetsgrader medfører større intervaller for kontrastene. Dette kalles en ”konservativ” fremgangsmåte siden en i grensetilfeller heller ønsker å holde fast ved nullhypotesen før en stadfester utsagn om signifikans, noe alternativhypotesen fører til.

Som en ser, er differansene mellom standardavvikestimatene større enn grensene som gjelder for bruk av variansanalyse. Antakelsen om en felles standardavvik holder kun når det største standardavviket er omtrent dobbelt så stort som det minste. Dette skal nå utredes med en test som antas å passe bedre enn ANOVA-analysen.
Kan det vises signifikans mellom minst to forsøksledd (ID), er det grunnlag nok for å kunne anta signifikans for *alle* ledd. Dette kan danne grunnlag for utarbeiding av oppfølgingsforsøk der det kan utarbeides responsflater ved valg av minst tre nivåer per variabel.

Standardavvik av de to ledd som skal sammenliknes, er ikke kjent, og det skal estimeres ved analysen av (her tre) gjentak per ledd. Derfor må det anvendes to grupper t- statistikk som generelt går ut på

$$t = \frac{estimat\ \Delta\ \bar{x}}{estimert\ \sigma} \tag{5.3.2}$$

Estimatet beregnes ved differansen av x-verdiene av begge gruppene. Etter nullhypotesen er denne differansen lik null: H_0: $\mu_1 = \mu_2$, som betyr: H_0: $\mu_1 - \mu_2 = 0$.
Felles standardavvik (sp) estimeres ved

$$s_p^2 = \frac{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2}{n_1 + n_2 - 2} \tag{5.3.3}$$

Der sp er estimert felles standardavvik for begge populasjoner som blir vektet etter størrelsen av gruppene (N1 og N2).

Den fullstendige t- brøken er gitt ved

$$t = \frac{\overline{x_1} - \overline{x_2}}{sp\sqrt{\frac{1}{N_1} + \frac{1}{N_2}}} \tag{5.3.4}$$

Når t-verdien synker, øker sannsynligheten for at H_0: $\mu_1 - \mu_2 = 0$. I motsatt tilfelle må H_0 forkastes i favør av H_A, noe som viser stor sannsynlighet for signifikante forskjeller mellom gruppene innen det valgte konfidensnivået.

Frihetsgradene beregnes ved en antakelse om et felles standardavvik:

$$df = N1 + N2 - 2 \tag{5.3.5}$$

Kravene til gjennomføring av variansanalysen ble som kjent ikke tilfredsstilt ved det botaniske forsøket. Dermed bør spørsmålet om signifikans etterprøves med en egnet test. B.L.Welch (*"The Genearalization of Student's Problem when several different population variances are involved"*, *Biometrika*, Vol. 34 side 32, jan 1947) har vist i likning 25 (her 5.3.5) at det finnes muligheter for å foreta t-tester der variansen i gruppene som skal sammenlikens er meget forskjellige:

$$\upsilon = \frac{y - \eta}{\sqrt{\lambda_1 s_1^2 + \lambda_2 s_2^2}} \tag{5.3.5}$$

Her representerer y den observerte differansen mellom $\bar{x}_1$ og $\bar{x}_2$, og η står for den faktiske differansen mellom μ_1 og μ_2. λ1 står for $1/N_1$ og λ2 står for $1/N_2$, de observerte standardavvikene er s_1 og s_2. Moore og McCabe (2003, s. 538) fremstiller testobservatoren slik:

$$t = \frac{\overline{x_1} - \overline{x_2}}{\sqrt{\frac{s_1^2}{N_1} + \frac{s_2^2}{N_2}}} \tag{5.3.5}$$

Dette samsvarer med nullhypotesen, der differansen mellom μ_1 og μ_2 antas er lik null. Også her er N_1 og N_2 de gruppene som skal sammenliknes, $s_{(n)}^2$ er variansene, og

nevneren består av differansen mellom $\bar{x}$-verdiene av de to gruppene. Formelen kan dermed anvendes for grupper med store forskjell i standardavvik. Det er også teknisk mulig å ta med en gruppe der verdien for standardavvik ikke eksisterer.

Frihetsgradene beregnes

$$df = \frac{\left(\frac{s_1^2}{N_1} + \frac{s_2^2}{N_2}\right)^2}{\frac{s_1^4}{N_1^2 * df_1} + \frac{s_2^4}{N_2^2 * df_2}} \qquad (5.3.6)$$

Denne utregningsalgoritmen gir mindre frihetsgrader enn formelen 5.3.4, og følger vi Moore og McCabes anbefaling

$$df = \mathrm{N}(minst) - 1 \qquad (5.3.7),$$

vil frihetsgradene reduseres ytterliggere, spesielt når de gruppene som skal sammenliknes, har forskjellig størrelse. Denne reduksjonen av frihetsgradene medfører enda større konfidensintervaller. **Det har dermed kommet frem at en t-test med antakelse om felles standardavvik har større styrke enn en generell t-test etter Welch**.

Variansanalysen som vist i tabell 5.3.6 ble utført til tross for at kravene til variansforskjeller ikke var oppfylt. Dermed må et utsagn om mulig signifikans verifiseres med Welchs t-test. Samtidig skal resultatet sammenliknes med en (standard) t-test der antakelsen om felles standardavvik brukes, noe som er analogt med fremgangsmåten ved ANOVA-analysen.

Valgfrie ledd kan sammenliknes, og en sammenlikning av ID 1 mot ID 2 ble valgt:

Vi har her mellom ID 1 og ID 2

$$t_{ID\ 1-2} = \frac{0{,}813 - 0{,}210}{\sqrt{\frac{0{,}0813^2}{3} + \frac{0{,}210^2}{3}}} \tag{5.3.8}$$

Dette gir en verdi på 5,932.

Frihetsgradene beregnes som følgende etter 5.3.6 til

$$\upsilon_{ID\ 1-2} = \frac{\left(\frac{0{,}0837^2}{3} + \frac{0{,}1549^2}{3}\right)^2}{\frac{0{,}0837^4}{3^2*(3-1)} + \frac{0{,}1549^4}{3^2*(3-1)}} \tag{5.3.9}$$

= 3,08, og dermed etter konservativ tolkning tre frihetsgrader.

P-verdien for t = 5,932 $_{df=3}$ er gitt ved

Cumulative Distribution Function

```
Student's t distribution with 3 DF

    x  P( X <= x )
5,932     0,995213
```

`1-P(X <=X) = 0,0048` som fører til forkastelse av nullhypotesen.
Beregningene gjennomføres nå, både for standard t-test og Welchs t-test i MINITAB:

Results for: BIOMASSE PER SÅDDE FRØ ETTER 18 dager
STANDARD t-test med antakelse om felles standardavvik

Two-Sample T-Test and CI: ID 1 per fro; ID 2 per fro

```
Two-sample T for ID 1 per fro vs ID 2 per fro

              N    Mean   StDev  SE Mean
ID 1 per fro  3  0,8133  0,0837    0,048
ID 2 per fro  3   0,210   0,155    0,089

Difference = mu (ID 1 per fro) - mu (ID 2 per fro)
Estimate for difference:  0,603156
95% CI for difference:  (0,320861; 0,885450)
T-Test of difference = 0 (vs not =): T-Value = 5,93  P-Value = 0,004  DF = 4

Both use Pooled StDev = 0,1245
```

Two-Sample T-Test and CI: ID 1 per fro; ID 2 per fro
Welchs t-test

```
Two-sample T for ID 1 per fro vs ID 2 per fro

              N    Mean   StDev  SE Mean
ID 1 per fro  3  0,8133  0,0837    0,048
ID 2 per fro  3   0,210   0,155    0,089


Difference = mu (ID 1 per fro) - mu (ID 2 per fro)
Estimate for difference:  0,603156
95% CI for difference:  (0,279581; 0,926730)
T-Test of difference = 0 (vs not =): T-Value = 5,93  P-Value = 0,010  DF = 3
```

Tabell 5.3.8: T-test sammenlikning: med og uten antakelse om lik σ

Vi ser at beregning utført for Welchs test samsvarer med de manuelle beregningene som var blitt utført på forhånd. Reduksjon av frihetsgradene for Welch-metoden gir som forventet testen mindre styrke og øker konfidensintervallet. Differansen mellom t-testene kan anses som akseptabel, og begge tester viser tydelig at H_0: ID1=ID2=ID3=ID4=ID5=ID6=ID7=ID8, som er basis for en variansanalyse fremstilt i tabell 5.3.6, må forkastes.

Forskjellene mellom standard t-test og Welchs t-test syntes såpass akseptable at en kan gå videre med tallmaterialet som er vunnet gjennom variansanalysen (tabell 5.3.6) for utarbeiding av intervallestimatene.

Fremgangsmåten tar utgangspunkt i t-brøken som er vist i 5.3.3. Siden x differanser for hvert av de syv variablene skal estimeres, vil estimatet for variansen gis ved

$$\sum_{i=1}^{k} c_i \, \bar{x}_i \tag{5.3.10}$$

der

$$\sum_{i=1}^{k} c_i = 0 \tag{5.3.11}$$

Formelen for standardfeilen med N = **k** kontraster og **n** gjentak er gitt ved

$$SE = \sqrt{\sigma^2 \sum_{i=1}^{n} \frac{c_i^2}{n}}$$

(5.3.12)

Standardfeilen beregnes generelt:

$$\hat{\sigma} = \sqrt{MSE}$$

(5.3.13)

Dermed har vi for standardfeilen:

$$SE = \sqrt{MSE \left(\sum_{i=1}^{k} \frac{c_i^2}{n} \right)}$$

(5.3.14)

Dette er analogt ed t- brøken 5.3.3, men for 8 forskjellige forsøksledd (ID) vil k bli 8 istedenfor 2, som brukes når kun to grupper skal sammenlignes. Her skal utslaget bregnes for åtte ledd (ID eller gruppe) med tre gjentak hver. Korrekturfaktoren er i dette tilfellet

$$\sqrt{\frac{k}{n}} = \sqrt{\frac{8}{3}}$$

(5.3.15)

t-brøken blir dermed:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{k} c_i \bar{x}_i}{\sqrt{MSE \left(\sum_{i=1}^{k} \frac{c_i^2}{n} \right)}}$$

(5.3.16)

Vi ser at hele brøken – i likhet med 5.3.3 – er basert på antakelsen om felles standardavvik. Det viste seg ved den forutgående testen at denne antakelsen fortsatt er forsvarlig, selv om det har oppstått avvik ved beregning av konfidensintervaller av inntil 15 % ved sammenlikning av resultatene mellom t-test med antakelse om felles

varians og Welchs generelle t-test. 5.3.16 blir nå anvendt i utarbeiding av kontrastestimatene, sortert etter respons i tabellene 5.3.9, 13 og 15.

1	1	0,813	0,813	1	1	0,813	0,813	1	1	0,813	0,813	1	1	0,813	0,813
2	1	0,210	0,210	2	1	0,210	0,210	2	-1	0,210	-0,210	2	1	0,210	0,210
3	1	0,000	0,000	3	-1	0,000	0,000	3	1	0,000	0,000	3	-1	0,000	0,000
4	1	0,444	0,444	4	-1	0,444	-0,444	4	-1	0,444	-0,444	4	-1	0,444	-0,444
5	-1	0,000	0,000	5	1	0,000	0,000	5	1	0,000	0,000	5	-1	0,000	0,000
6	-1	0,356	-0,356	6	1	0,356	0,356	6	-1	0,356	-0,356	6	-1	0,356	-0,356
7	-1	0,833	-0,833	7	-1	0,833	-0,833	7	1	0,833	0,833	7	1	0,833	0,833
8	-1	0,370	-0,370	8	-1	0,370	-0,370	8	-1	0,370	-0,370	8	1	0,370	0,370
A		**Nitrogen**	-0,091	B		**Fosfor**	-0,268	C		**Bl. Jord**	0,267	AB		**Art**	1,427
		t	-0,336			t	-0,985			t	0,981			t	5,251
		(df=12)				(df=12)				(df=12)				(df=12)	
		estimat	-0,011			estimat	-0,033			estimat	0,033			estimat	0,178
		CI 95%				CI 95%				CI 95%				CI 95%	
		fra	-0,140			fra	-0,162			fra	-0,095			fra	0,050
		til	0,117			til	0,095			til	0,162			til	0,307

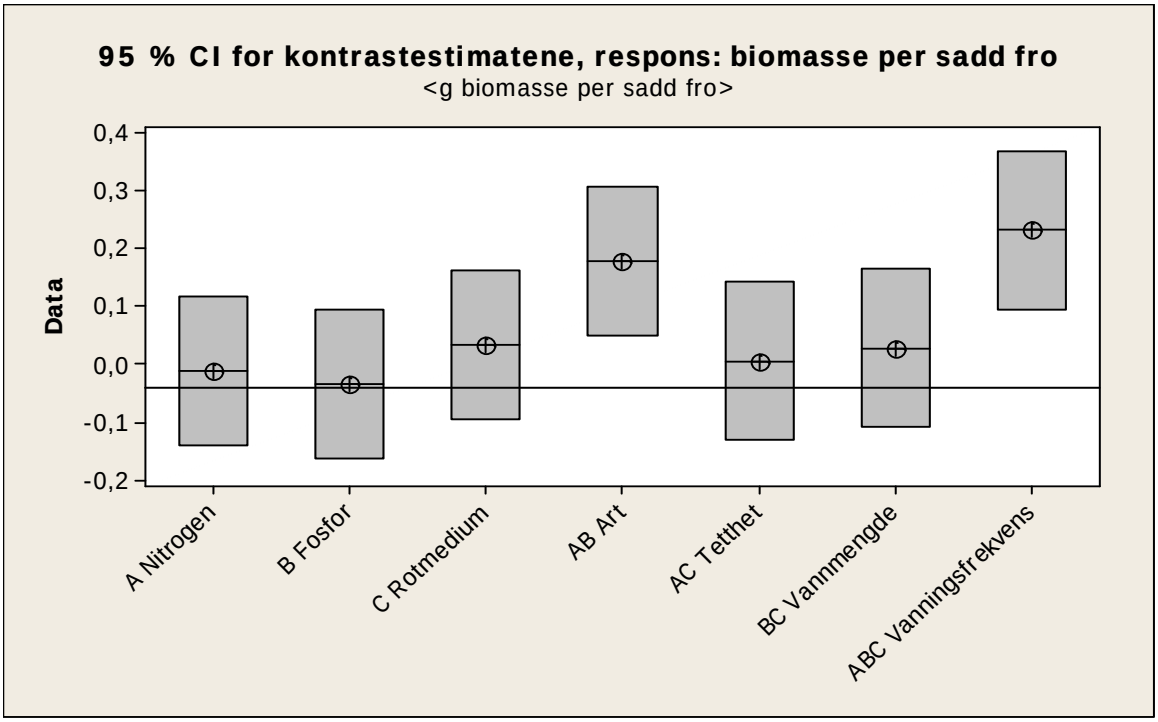
1	1	0,813	0,813	1	1	0,813	0,813	1	1	0,813	0,813
2	-1	0,210	-0,210	2	-1	0,210	-0,210	2	-1	0,210	-0,210
3	1	0,000	0,000	3	-1	0,000	0,000	3	-1	0,000	0,000
4	-1	0,444	-0,444	4	1	0,444	0,444	4	1	0,444	0,444
5	-1	0,000	0,000	5	1	0,000	0,000	5	-1	0,000	0,000
6	1	0,356	0,356	6	-1	0,356	-0,356	6	1	0,356	0,356
7	-1	0,833	-0,833	7	-1	0,833	-0,833	7	1	0,833	0,833
8	1	0,370	0,370	8	1	0,370	0,370	8	-1	0,370	-0,370
AC		Tetthet	0,052	BC		Vann mengde	0,229	ABC		Vannings frekvens	1,865
		t	0,192			t	0,841			t	6,863
		(df=12)				(df=12)				(df=12)	
		estimat	0,007			estimat	0,029			estimat	0,233
		CI 95%				CI 95%				CI 95%	
		fra	-0,131			fra	-0,108			fra	0,096
		til	0,144			til	0,166			til	0,370

MSE	**0,028**
Felles Stdev	**0,166**
Standard feil	**0,059**
df	12
t verdi	2,179
8 m. 3gjt	2,667
Sum ci^2/n	2,667
Sum $(Ci^2/n)^{0,5}$	1,633

Tabell 5.3.9 Beregning av t-intervaller for biomasse per sådde frø df=12

Ved beregning av 95 % CI for $t_{(df=12)}$-verdier for biomasseproduksjon per sådde frø ble vanningsfrekvens og arter klassifisert som signifikante kontraster.

Figur 5.3.3 viser en boksplott for kontrastene.

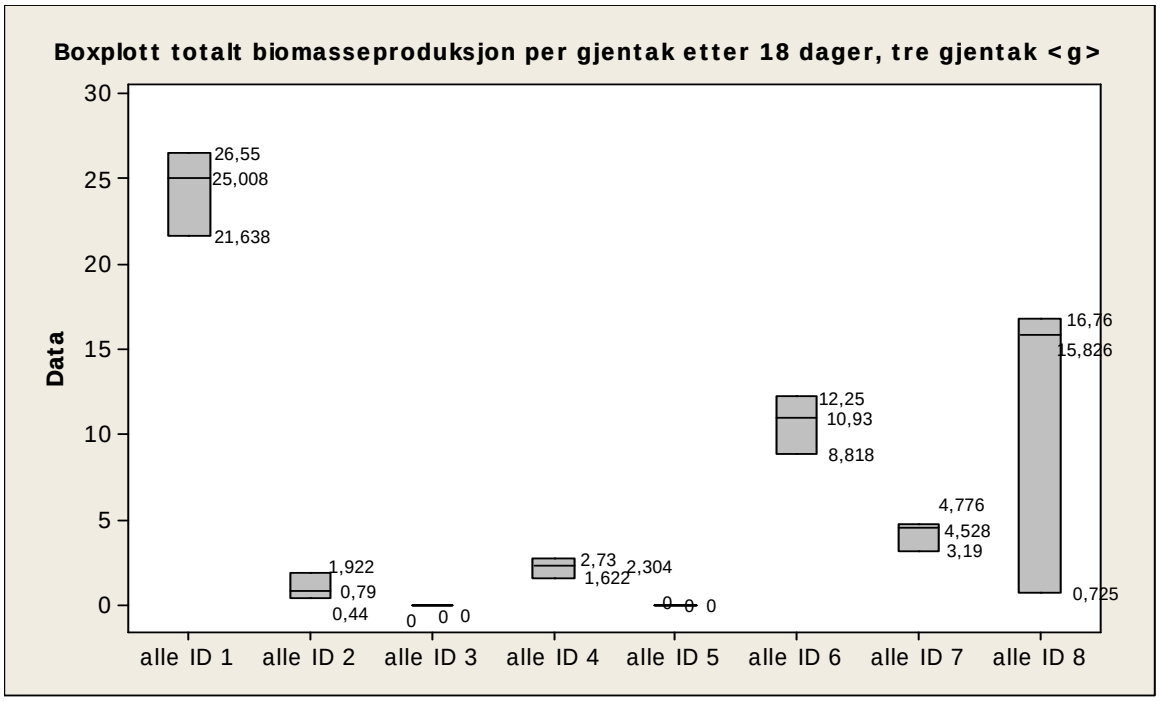


Figur 5.3.3: Boksplott av kontrastestimatene for biomasse per sådde frø

Den maksimale økningen av konfidensintervallet gjennom anvendelse av Welchs metode vil føre til økning av intervallene på maksimum ca. 15 %. Dette vil likevel ikke frata artene eller vanningsfrekvensen signifikans. Dermed kan utsagnet bli stående som verifisert.

Som neste respons ble den totale biomasseproduksjonen per gjentak gjennomgått:

Det forventes enda større signifikanser, og som første fremstilling av resultatene vises det til følgende boksplott:



Figur 5.3.4 Boksplott totalt biomasseproduksjon per gjentak

Som første ANOVA kjøres det en balansert variant der alle ID med vekst er med:

One-way ANOVA: alle ID 1; alle ID 2; alle ID 4; alle ID 6; alle ID 7; alle ID 8 avsluttende analyse etter 18 dager
Respons: <Biomasseproduksjon per gjentak i gram>

```
Source  DF      SS     MS      F      P
Factor   5  1130,6  226,1  14,75  0,000
Error   12   183,9   15,3
Total   17  1314,5

S = 3,915   R-Sq = 86,01%   R-Sq(adj) = 80,18%
                             Individual 95% CIs For Mean Based on
                             Pooled StDev
Level      N    Mean  StDev  ----+---------+---------+---------+-----
alle ID 1  3  24,399  2,512                        (----*----)
alle ID 2  3   1,051  0,775  (----*----)
alle ID 4  3   2,219  0,559   (----*----)
alle ID 6  3  10,666  1,731            (----*----)
alle ID 7  3   4,165  0,853     (----*----)
alle ID 8  3  11,104  9,000            (----*----)
                             ----+---------+---------+---------+-----
                                 0        10        20        30
Pooled StDev = 3,915
```

Tabell 5.3.10 Enveis-ANOVA av biomasseproduksjon per gjentak, målt ved innhøsting etter 18 dager <g>

ID 1 skiller seg tydeligst fra alle andre opplegg, men variansforskjellene er altfor store (og kunne heller ikke reduseres med logaritmering). Det tas derfor ut outlieren ved ID 8 (potte nr. 9) for en ny, ubalansert ANOVA:

Unbalanced One-way ANOVA: alle ID 1; alle ID 2; alle ID 4; alle ID 6; alle ID 7; ... uten outlier ved ID = 8 avsluttende analyse etter 18 dager
Respons: <biomasseproduksjon per gjentak i gram>

```
Source  DF       SS      MS       F      P
Factor   5  1220,79  244,16  120,27  0,000
Error   11    22,33    2,03
Total   16  1243,12

S = 1,425   R-Sq = 98,20%   R-Sq(adj) = 97,39%


                                  Individual 95% CIs For Mean Based on
                                  Pooled StDev
Level           N    Mean  StDev   -+---------+---------+---------+--------
alle ID 1       3  24,399  2,512                                   (--*-)
alle ID 2       3   1,051  0,775  (--*-)
alle ID 4       3   2,219  0,559    (-*--)
alle ID 6       3  10,666  1,731                (-*--)
alle ID 7       3   4,165  0,853      (--*--)
alle ID 8 korr  2  16,293  0,660                       (--*--)
                                   -+---------+---------+---------+--------
                                  0,0       7,0      14,0      21,0

Pooled StDev = 1,425
```

Tabell 5.3.11 Ubalansert enveis-ANOVA av biomasseproduksjon per gjentak, målt ved innhøsting etter 18 dager <g>

Differansen ved standardavvikene ble redusert til mindre enn halvparten, og det kan konstateres fem grupper, sortert i avstigende rekkefølge hva responsen angår: ID 1 – ID 8 – ID 6 – ID 2,4 og 7 – ID 3 og 5 (ingen produksjon).

Det skal nå vises hvordan Welchs t-test reagerer når vi sammenlikner med et forsøksoppsett som ga nullvekst (f.eks. ID 3):
Vi får ved anvendelse av 5.3.5

$$t_{ID\ 1-3} = \frac{24{,}399 - 0}{\sqrt{\frac{(2{,}512)^2}{3} + 0}} \qquad (5.3.17)$$

= 16,82 og frihetsgrader beregnes:

$$v_{ID\ 1-3} = \frac{\left(\frac{2{,}512^2}{3} + 0\right)^2}{\frac{2{,}512^4}{3^2*(3-1)} + 0} \tag{5.3.18}$$

= 2,00 Dette viser at Welchs t-test kunne anvendes for alle forsøksoppsett, også for disse med nullvekst. Hensiktsmessigheten kan derimot betviles siden det ikke eksisterer et standardavvik i en gruppe med null respons.

Sammenlikning av ledd ID1 og ID2 vil igjen være hensiktsmessig. Resultatene vises i tabellen nedenfor:

Results for: ANALYSE TOTAL BIOMASSE ETTER 20 DAGER
STANDARD t-test med antakelse om felles standardavvik
Two-Sample T-Test and CI: alle ID 1; alle ID 2

```
Two-sample T for alle ID 1 vs alle ID 2

           N   Mean  StDev  SE Mean
alle ID 1  3  24,40   2,51      1,5
alle ID 2  3  1,051  0,775     0,45


Difference = mu (alle ID 1) - mu (alle ID 2)
Estimate for difference:  23,3480
95% CI for difference:  (19,1341; 27,5619)
T-Test of difference = 0 (vs not =): T-Value = 15,38  P-Value = 0,000  DF = 4
Both use Pooled StDev = 1,8588
```

Two-Sample T-Test and CI: alle ID 1; alle ID 2
Welchs t-test

```
Two-sample T for alle ID 1 vs alle ID 2

           N   Mean  StDev  SE Mean
alle ID 1  3  24,40   2,51      1,5
alle ID 2  3  1,051  0,775     0,45


Difference = mu (alle ID 1) - mu (alle ID 2)
Estimate for difference:  23,3480
95% CI for difference:  (16,8178; 29,8782)
T-Test of difference = 0 (vs not =): T-Value = 15,38  P-Value = 0,004  DF = 2
```

Tabell 5.3.12 T- test sammenlikning: med og uten antakelse om lik σ

Også her er differansene mellom standard t-test og Welchs metode innen rimelighetens grenser slik at kontrastestimatene kan utarbeides med tallmaterialet som kommer fra ANOVA-tabell 5.3.11.

1	1	24,399	24,399	1	1	24,399	24,399	1	1	24,399	24,399	1	1	24,399	24,399
2	1	1,051	1,051	2	1	1,051	1,051	2	-1	1,051	-1,051	2	1	1,051	1,051
3	1	0,000	0,000	3	-1	0,000	0,000	3	1	0,000	0,000	3	-1	0,000	0,000
4	1	2,219	2,219	4	-1	2,219	-2,219	4	-1	2,219	-2,219	4	-1	2,219	-2,219
5	-1	0,000	0,000	5	1	0,000	0,000	5	1	0,000	0,000	5	-1	0,000	0,000
6	-1	10,666	-10,666	6	1	10,666	10,666	6	-1	10,666	-10,666	6	-1	10,666	-10,666
7	-1	4,165	-4,165	7	-1	4,165	-4,165	7	1	4,165	4,165	7	1	4,165	4,165
8	-1	11,104	-11,104	8	-1	11,104	-11,104	8	-1	11,104	-11,104	8	1	11,104	11,104
A		**Nitrogen**	**1,734**	B		**Fosfor**	**18,628**	C		**Bl. Jord**	**3,524**	AB		**Art**	**27,833**
		t	0,304			t	3,263			t	0,617			t	4,876
		(df=11)				(df=11)				(df=11)				(df=11)	
		estimat	0,217			estimat	2,329			estimat	0,441			estimat	3,479
		CI 95%				CI 95%				CI 95%				CI 95%	
	fra	-2,422			fra	-0,310			fra	-2,198			fra	0,840	
	til	2,856			til	4,967			til	3,079			til	6,118	

1	1	24,399	24,399	1	1	24,399	24,399	1	1	24,399	24,399
2	-1	1,051	-1,051	2	-1	1,051	-1,051	2	-1	1,051	-1,051
3	1	0,000	0,000	3	-1	0,000	0,000	3	-1	0,000	0,000
4	-1	2,219	-2,219	4	1	2,219	2,219	4	1	2,219	2,219
5	-1	0,000	0,000	5	1	0,000	0,000	5	-1	0,000	0,000
6	1	10,666	10,666	6	-1	10,666	-10,666	6	1	10,666	10,666
7	-1	4,165	-4,165	7	-1	4,165	-4,165	7	1	4,165	4,165
8	1	11,104	11,104	8	1	11,104	11,104	8	-1	11,104	-11,104
AC		**Tetthet**	38,734	BC		**Vann-mengde**	21,840	ABC		**Vannings-frekkvens**	29,294
		t	6,786			t	3,826			t	5,132
		(df=11)				(df=11)				(df=11)	
		estimat	4,842			estimat	2,730			estimat	3,662
		CI 95%				CI 95%				CI 95%	
	fra	2,203			fra	0,091			fra	1,023	
	til	7,481			til	5,369			til	6,301	

MSE	**11,500**
Felles σ	**3,391**
Standard feil	**1,199**

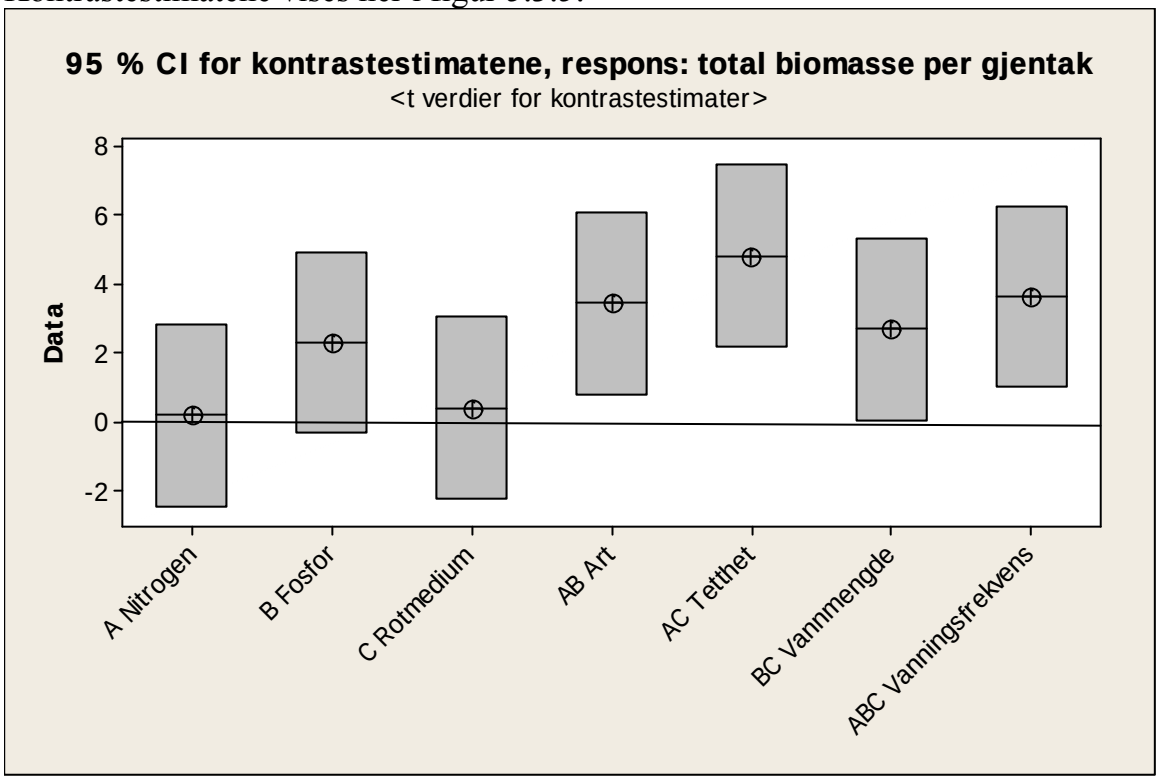
df	**11**
t - verdi	**2,201**

7 m. 3gjt	2,333
1 m. 2gjt	0,5
Sum ci^2/n	2,833
Sum $(Ci^2/n)^{0,5}$	1,683

Tabell 5.3.13 Beregning av t-intervaller for biomasse per sådde frø df=11

Utelatelse av et gjentak som outlier medfører endringer ved t-brøken. Beregningene er spesifisert i tabellen 5.3.13 nederst til høyre

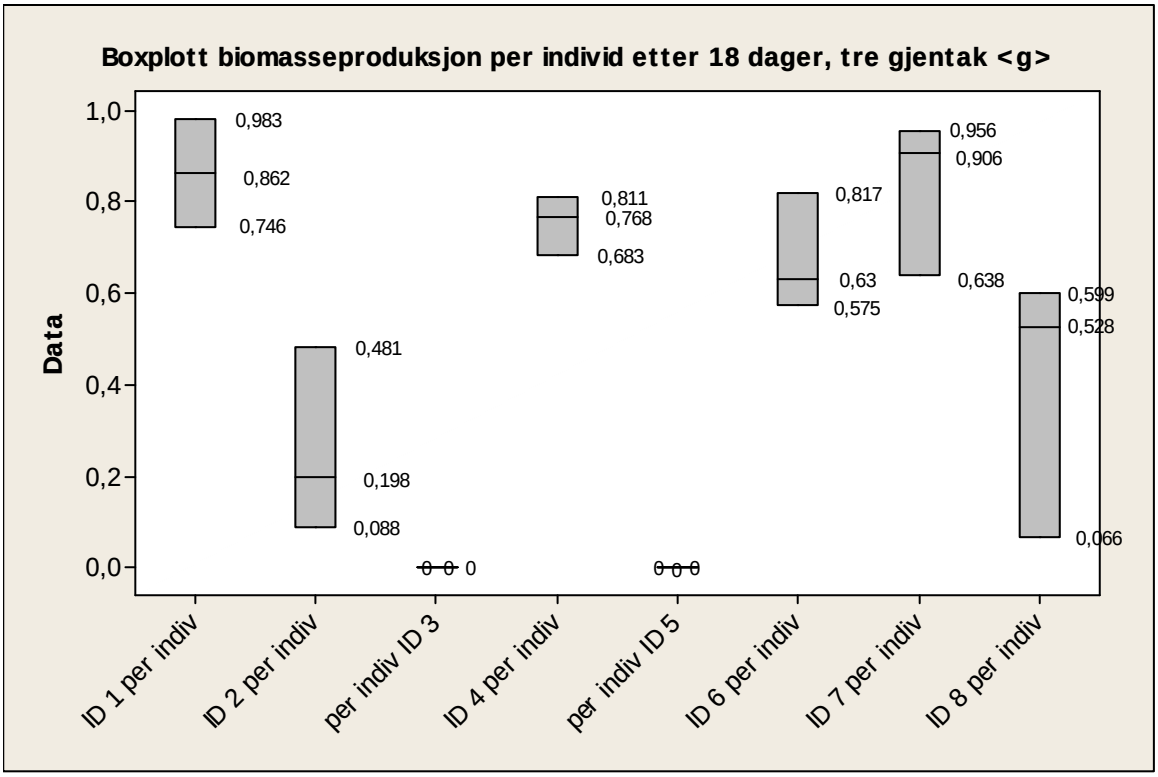
Kontrastestimatene vises her i figur 5.3.5:



Figur 5.3.5 Boksplott av kontrastestimatene for total biomasse per gjentak

Høy beplantningstetthet vil (ved starten av et slik forsøk) opplagt føre til større biomasseproduksjon. Denne signifikansen er opplagt og ikke interessant for videre undersøkelser. Artene produserer forskjellig biomasse; en oppfølging kunne være av interesse dersom det finnes muligheter for å klone en blanding mellom artene som ble brukt i forsøket. Videre ville en Welchs estimat være interessant å se på pga. den avsvekkingen av signifikansen som ble vist her i figur 5.3.5. Vanningsfrekvens vil sikkert også etter Welchs metode beholde intervallet utenfor null; derimot regnes det med at vannmengden ikke vil kunne klassifiseres som signifikant etter Welchs generelle metode.

Som viktigste respons i analysen undersøkes nå biomasseproduksjon per individ. Som ved alle andre analyser ble avdød biomasse underveis ikke tatt ut av beregningene; den var for øvrig, unntatt ved ID 8 (potte 9) og ID 2 (potte 4 og 12), uvesentlig. Om nødvendig kjøres det igjen en ubalansert ANOVA uten denne outlieren.



Figur 5.3.6 Boksplott av biomasseproduksjon per individ

Det kjøres i første omgang en balansert ANOVA med alle de gjentakene som har hatt vekst i forsøket.

One-way ANOVA: ID 1 per ind; ID 2 per ind; ID 4 per ind; ID 6 per ind; ... avsluttende analyse etter 18 dager
Respons: <Biomasseproduksjon per individ>

Source	DF	SS	MS	F	P
Factor	5	0,9221	0,1844	5,87	0,006
Error	12	0,3770	0,0314		
Total	17	1,2991			

S = 0,1772 R-Sq = 70,98% R-Sq(adj) = 58,89%

```
                                    Individual 95% CIs For Mean Based on
                                    Pooled StDev
Level           N    Mean   StDev  ---------+---------+---------+---------+
ID 1 per indiv  3  0,8637  0,1185                     (-------*------)
ID 2 per indiv  3  0,2557  0,2027  (-------*------)
ID 4 per indiv  3  0,7540  0,0651                 (------*-------)
ID 6 per indiv  3  0,6740  0,1269               (------*-------)
ID 7 per indiv  3  0,8333  0,1710                   (-------*------)
ID 8 per indiv  3  0,3977  0,2894      (------*-------)
                                    ---------+---------+---------+---------+
                                           0,30      0,60      0,90      1,20

Pooled StDev = 0,1772
```

Tabell 5.3.13 Enveis-ANOVA av biomasseproduksjon per individ, målt ved innhøsting etter 18 dager <g>

Variansavviket er også stort, men betydelig bedre enn ved forutgående analyser. Det kjøres nå en ubalansert ANOVA:

Unbalanced One-way ANOVA: ID 1 per ind; ID 2 per ind; ID 4 per ind; ID 6 per ind; ... unntatt outlier ved ID 8 – avsluttende analyse etter 18 dager
Respons: <Biomasseproduksjon per individ i g>

```
Source  DF      SS      MS     F      P
Factor   5  0,7506  0,1501  7,79  0,002
Error   11  0,2120  0,0193
Total   16  0,9626

S = 0,1388   R-Sq = 77,98%   R-Sq(adj) = 67,97%


                                      Individual 95% CIs For Mean Based on
                                      Pooled StDev
Level             N    Mean   StDev  -------+---------+---------+---------+--
ID 1 per indiv    3  0,8637  0,1185                          (-------*------)
ID 2 per indiv    3  0,2557  0,2027  (------*------)
ID 4 per indiv    3  0,7540  0,0651                     (------*------)
ID 6 per indiv    3  0,6740  0,1269                  (------*------)
ID 7 per indiv    3  0,8333  0,1710                       (------*------)
ID 8 per indiv k  2  0,5635  0,0502            (--------*-------)
                                      -------+---------+---------+---------+--
                                           0,25      0,50      0,75      1,00

Pooled StDev = 0,1388
```

Tabell 5.3.14 Ubalansert enveis-ANOVA av biomasseproduksjon per individ, målt ved innhøsting etter 18 dager <g>

Resultatet viser seg å ikke være vesentlig bedre enn uten utelatelse av outlieren. Dette kvalifiserer til bruk av den balanserte versjonen som vist i tabell 5.3.13 for videre beregninger.

Welchs t-test og en standard t-test med antakelse om lik standardavvik utføres også her mellom ID 1 og ID 2, som igjen kun brukes for å verifisere signifikans. Vi får

Results for: ANALYSE BIOMASSE PER INDIVID ETTER 18 dager STANDARD t-test med antakelse om felles standardavvik

Two-Sample T-Test and CI: ID 1 per indiv; ID 2 per indiv

```
Two-sample T for ID 1 per indiv vs ID 2 per indiv

                N   Mean  StDev  SE Mean
ID 1 per indiv  3  0,864  0,119    0,068
ID 2 per indiv  3  0,256  0,203     0,12


Difference = mu (ID 1 per indiv) - mu (ID 2 per indiv)
Estimate for difference:  0,608000
95% CI for difference:  (0,231553; 0,984447)
T-Test of difference = 0 (vs not =): T-Value = 4,48  P-Value = 0,011  DF = 4
Both use Pooled StDev = 0,1661
```

Two-Sample T-Test and CI: ID 1 per indiv; ID 2 per indiv
Welchs t-test

```
Two-sample T for ID 1 per indiv vs ID 2 per indiv

                N   Mean  StDev  SE Mean
ID 1 per indiv  3  0,864  0,119    0,068
ID 2 per indiv  3  0,256  0,203     0,12


Difference = mu (ID 1 per indiv) - mu (ID 2 per indiv)
Estimate for difference:  0,608000
95% CI for difference:  (0,176505; 1,039495)
T-Test of difference = 0 (vs not =): T-Value = 4,48  P-Value = 0,021  DF = 3
```

Tabell 5.3.15 T- test sammenlikning: med og uten antakelse om lik σ for biomasse per individ

Forskjellen er også her innen rimelighetens grenser, men p-verdien nærmer seg grensen ved Welchs metode. Beregningene kan likevel foretas.

1	1	0,864	0,864	1	1	0,864	0,864	1	1	0,864	0,864	1	1	0,864	0,864
2	1	0,255	0,255	2	1	0,255	0,255	2	-1	0,255	-0,255	2	1	0,255	0,255
3	1	0,000	0,000	3	-1	0,000	0,000	3	1	0,000	0,000	3	-1	0,000	0,000
4	1	0,754	0,754	4	-1	0,754	-0,754	4	-1	0,754	-0,754	4	-1	0,754	-0,754
5	-1	0,000	0,000	5	1	0,000	0,000	5	1	0,000	0,000	5	-1	0,000	0,000
6	-1	0,674	-0,674	6	1	0,674	0,674	6	-1	0,674	-0,674	6	-1	0,674	-0,674
7	-1	0,833	-0,833	7	-1	0,833	-0,833	7	1	0,833	0,833	7	1	0,833	0,833
8	-1	0,384	-0,384	8	-1	0,384	-0,384	8	-1	0,384	-0,384	8	1	0,384	0,384
A		**Nitrogen**	-0,017	B		**Fosfor**	-0,177	C		**Bomster jord**	-0,370	AB		**Art**	0,908
		t	-0,070			t	-0,707			t	-1,475			t	3,620
		(df=12)				(df=12)				(df=12)				(df=12)	
		estimat	-0,002			Estimat	-0,022			estimat	-0,046			estimat	0,114
		CI 95%				CI 95%				CI 95%				CI 95%	
	fra	-0,117			fra	-0,137			Fra	-0,161			fra	-0,002	
	til	0,113			til	0,093			Til	0,069			til	0,229	

1	1	0,864	0,864	1	1	0,864	0,864	1	1	0,864	0,864
2	-1	0,255	-0,255	2	-1	0,255	-0,255	2	-1	0,255	-0,255
3	1	0,000	0,000	3	-1	0,000	0,000	3	-1	0,000	0,000
4	-1	0,754	-0,754	4	1	0,754	0,754	4	1	0,754	0,754
5	-1	0,000	0,000	5	1	0,000	0,000	5	-1	0,000	0,000
6	1	0,674	0,674	6	-1	0,674	-0,674	6	1	0,674	0,674
7	-1	0,833	-0,833	7	-1	0,833	-0,833	7	1	0,833	0,833
8	1	0,384	0,384	8	1	0,384	0,384	8	-1	0,384	-0,384
AC		Tetthet	0,079	BC		**Vann mengde**	0,239	ABC		**Vannings frekvens**	2,486
		t	0,317			t	0,954			t	9,908
		(df=12)				(df=12)				(df=12)	
		estimat	0,010			Estimat	0,030			estimat	0,311
		CI 95%				CI 95%				CI 95%	
	fra	-0,105			fra	-0,085			Fra	0,196	
	til	0,125			til	0,145			Til	0,426	

MSE	0,024
Felles σ	0,154
Standard feil	0,054

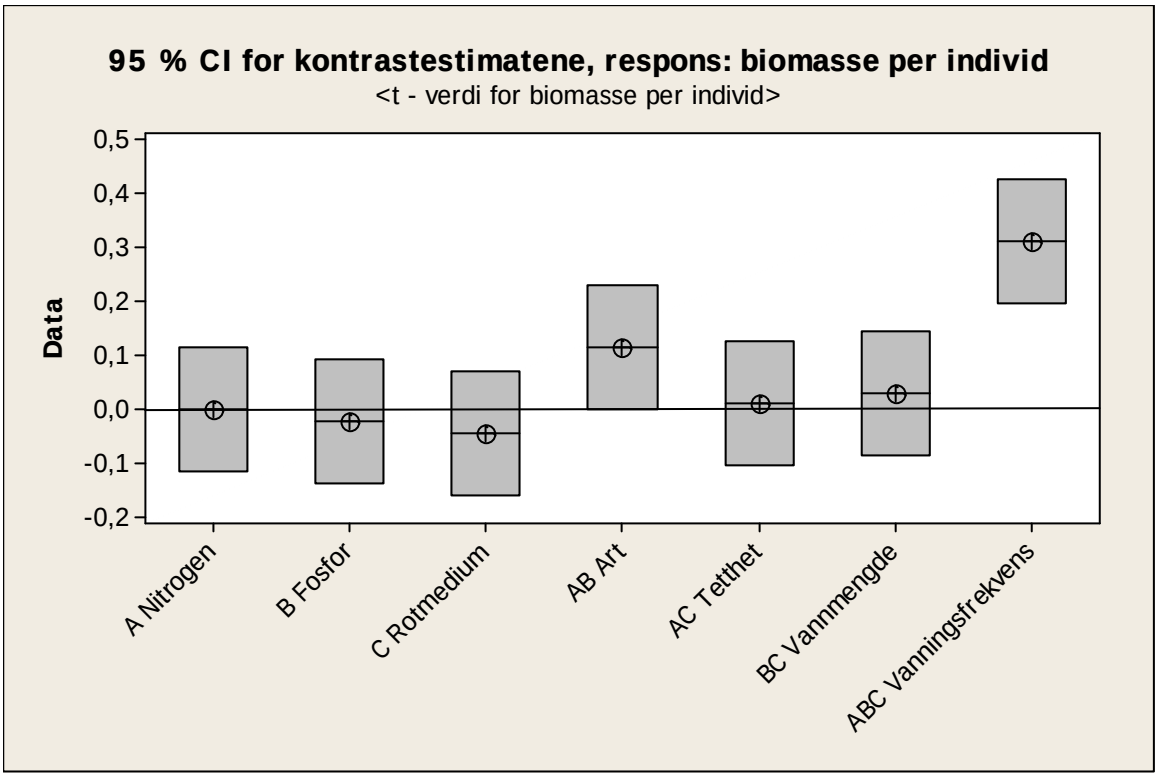
df	12
t verdi	2,119

8 m. 3gjt	2,667
Sum ci^2/n	2,667
Sum $(Ci^2/n)^{0,5}$	1,633

Biomasse per individ

Tabell 5.3.15 Beregning av t-intervaller for biomasse per individ (df = 12)

Intervallestimatene fremstilles i figur 5.3.7.



Figur 5.3.7 Boksplott av kontrastestimater for biomasse per individ

Vanningsfrekvensen har ved alle analyser vist klare tendenser til signifikans. Her er artene knapt ved grensen og faktisk ikke signifikante. Ellers viser rotmedium her største tegn for eventuelle tendenser fra de resterende faktorene.

Dersom estimatene ville overprøves med Welchs metode, ville forskjellen mellom artene kun knapt føre til forkastelsen av H_0, der det antas at alle arter produserer like mye biomasse dersom en vurderer kontrasten mellom vanningsfrekvens og en valgfri annen variabel. Andre observasjoner ved analyse av rotmedium vil gjøre denne variabelen interessant for videre oppfølging selv om den ikke kunne vise signifikante tendenser. Igjen må det presiseres at det kun ble kjørt tre gjentak per ledd, og dermed vil alle resultatene naturligvis inneholde store usikkerheter.

5.4) Drøfting av resultater for det botaniske forsøket

Resultatene åtte dager etter at frøene var sådd, var iøynefallende. En art (solsikkene) viste høy aktivitet, mens det ikke skjedde noe spiring hos bønnene. Dette kan selvfølgelig antas som opplagt, men opplysningene om spiretiden av bønner og solsikke var angitt som 7–10 dager for begge artene. Som forventet kunne det registreres mønster som viser store avvik fra en rett linje i normalplottet i figur 5.3.1. Likevel kom kontrasten styrt av arter innenfor de antydede konfidensgrensene, og samtidig blir p-verdien forunderlig stor (0,021) og dermed nær grensen til ikke-signifikant. Dette viser hvor grovt et slikt normalplott reagerer og hvor mye informasjon en mister dersom en ikke kjører gjentak som vi var nødt til ved industriforsøket.

Planteforsøket hadde tre gjentak på hver forsøksopplegg (ID), og dermed kunne de mulighetene som en ANOVA gir, utnyttes. Dette viste seg enda tydeligere da normalplottet ved analysen etter 13 dager leverte en p-verdi som oversteg 0,5 og der mønstrene begynte å bli utydelige.

Etter kjøring av variansanalysene for hver av de tre responsene (biomasse per utsådd frø, total biomasse og biomasse per individ) ble det observert meget stort sprik i variansene, opp til ti gangers forskjell mellom største og minste standardavvik. Som tiltak for reduksjon ble verdiene logaritmert, noe som ikke alltid har ført til den ønskede reduksjon, spesielt der det ikke var en konstant forholdsmessig (geometrisk) sammenheng mellom estimatet og standardavviket. Differansene mellom standardavvikene ble også prøvd redusert ved uttak av outliere, som f.eks. potte nr. 9 (ID 8), der det var lite og sakte vekst og alle individer døde underveis. Dette førte *delvis* frem, men måtte vurderes i hvert enkelt tilfelle. Prisen for uttak av en slik outlier er at en mister mye informasjon siden det er mange gjentak. Dermed har slike tiltak kun kommet til anvendelse der tydelige reduksjoner av variansforskjellene kunne oppnås.

To forsøksopplegg (ID 3 og ID 5) viste ingen vekst i det hele tatt, og undersøkelsen av rotmediumet viste at frøet råtnet; det kom ikke en gang til spiring. Likevel er disse oppleggene et element av forsøket og måtte håndteres i analysen.

Det viste seg at nullvekstpottene måtte utelates i ANOVA-analysen, og også at en logaritmisk transformasjon ikke førte til en praktikabel ANOVA. Variansene fra disse oppleggene eksisterte ikke pga. null utslag i responsvariablene.

Det må presiseres at de forskjellige forsøksleddene (ID) ble omtalt i første omgang ved utarbeiding av datamateriellet, men informasjonen av egentlig interesse ligger noe mer skjult i kontrastene som beregnes etter det foretegnsmønsteret som ble gitt i forsøksplanen. Av tabellene 5.3.9, 12 og 15 fremgår en detaljert redegjørelse for beregningsalgoritmen. Samspill mellom kontrastene og de valgte responsene viste interessante mønstre:

Man kunne se kraftige signifikanser, med en F-verdi på 120 ved total biomasseproduksjon i spissen. Påviste kontraster i dette tilfellet må selvsagt vurderes kritisk; det er opplagt at biomasseproduksjon øker signifikant dersom en bruker seks ganger så mye frø for ett opplegg og høster inn så tidlig som etter 18 dager. Likeledes er det opplagt at arter har signifikante forskjeller, men denne informasjonen er noe mer av interesse siden jeg prøvde å ta arter med omtrent lik spireprosent og spiretid. Som forventet ga fosfor utslag, men noe overraskende kun ved total biomasseproduksjonen. Det ble egentlig forventet mer utslag ved vannmengden, som kun viste signifikans ved total biomasseproduksjon. Derimot har vanningsfrekvens gitt signifikans ved alle responser, og det antas å være en sammenheng mellom sjelden vanning og de seks pottene med bønner og den ene outlieren med solsikker og sjelden vanning der alle plantene døde.

Mest troverdighet og prioritet vil nok responsen av biomasse per individ kunne tillegges. Her er signifikansen noe svakere, med en p-verdi på omtrent 0,01 ved Welchs test mellom de spirende gjentak fra ID 1 og ID 2; derimot er kontrasten angående vanningsfrekvens meget tydelig. Artene grenser til signifikans, og som neste tendens viste rotmediumet seg.

Det forundrer meg sterkt at nitrogentiltaket har vist verken signifikans eller tendenser. En del kan forklares pga. det høye nitrogeninnholdet av blomsterjord – og eventuell overgjødsling, noe som bønnene reagerte meget negativt på, men gjødselmengder ble beregnet etter faglig anvisning, og det forekom heller ikke feil ved doseringen. Gjødslingen ble foretett ved starten, men det kan antas at dette kan ha vært for heftig for frøene. Rent statistisk viste seg denne faktoren seg som uinteressant (inert). Det kunne også observeres at feilen som oppstod ved kjøring av variansanalysene, var mindre enn forventet. Welchs t-tester har hele veien bekreftet den signifikansen som ANOVA-resultatene viste til.

5.5) Sammenlikning mellom det botaniske og det industrielle forsøket – egenarter av datamateriellet

Forsøksresultatene viste forskjelligheten mellom biologisk datamateriell og resultater ved måleteknikk som blir anvendt i mekanisk industri. Om ANOVA-kravene var fult tilfredsstilt ved det industrielle forsøket kunne ikke overprøves siden det ikke ble kjørt gjentak ved det første forsøket. Det måtte jobbes med det biologiske tallmaterialet inntil utsagn om signifikans kunne styrkes. Ved industriforsøket kunne det ikke påvises signifikans; en måtte nøye seg å få frem svake tendenser som kom frem etter mange grafiske fremstillinger.

Uklarhet i datamaterialet ved det industrielle forsøket viste presis problemstillingen som man blir konfrontert med når man skal takle geometriske avvik av deler pga. herding; det antas at valg av respons, som ble tatt med hensyn til de krav som per dags dato stilles til produksjonen, likevelkunne ha vært mer omfattende. Derimot har ressursene vært begrenset, og mange feil ved inngående materiale har på forhånd tilslørt mye informasjon. Det biologiske datamaterialet har derimot, til tross for lite antall gjentak, vist tydelig tegn til signifikanser og interessante erkjennelser – med hovedkontrasten ”vanningsfrekvens” i spissen. Prosessikkerheten ved det biologiske forsøket var tilfredsstillende; det ble ikke gjort store tabber ved oppfølgingsrutinene av forsøksenhetene. Det skal også anmerkes at – etter Norvigs advarsler – ikke ble utelatt noe informasjon. Det ble ikke kjørt flere forsøk enn de som er dokumentert i oppgaven her.

Selv om oppgaven ikke gikk ut på å kjøre to forsøk (og eventuelle oppfølgingsforsøk) parallelt, har det kommet frem interessante resultater ved denne utvidelsen av oppgaven. Belysning av et klassisk problemtema i verktøymakerfaget, *herding*, viser at det er svært vanskelig å kunne oppnå signifikanser i analyser i sammenheng med herdeprosessen. Rent statistisk betraktet virker resultatene av industriforsøket ikke særlig nyttige, men de kunne bidra til å avsløre at problemet med kast i gjengepartiet faktisk skyldes produksjonsleddet *foran* herderiet, noe som ikke var klarlagt før forsøksserien ble kjørt.

Planteforsøket har vist hvor mye informasjon som kan gå tapt ved kun å anvende normalplott som analyseverktøy – dersom det hadde blitt kjørt gjentak ved første forsøk, ville det sikkert ha kommet frem mer informasjon, men det antas at også denne ikke ville vise signifikans. *Likeledes var planteforsøket fri fra førende ønsker av en oppdragsgiver* slik at det kunne fokuseres på de responser som viste signifikans.

Det bør nevnes at Lenths metode, der også *ikke-signifikanser* kan vises, ville gi muligheter til å klassifisere uvesentlige faktorer, noe som kunne være av fordel ved analysen av industriforsøket.

Det kom frem at valget av *forsøksnivåer* er like viktig som valget av selve designen – det kreves *faglig forståelse* for å kunne velge disse nivåene best mulig. At det ikke ble utført noen forforsøk ved den botaniske problemstillingen, har slått negativt ut for forsøksresultatet. Det er grunn til å tro at responsen for vannmengden kunne ha et maksimum *mellom* de valgte nivåene.

Ved industriforsøket ble den feilen gjort at kastoppmålingen ikke ble vektorielt definert, med den konsekvensen at kastforflytting (som beskrevet i figur 4.1) ikke kom med i beregningene. Dårlig kvalitet av forsøksmaterialet (vrakdeler) førte til unødvendig høy varians før forsøket ble kjørt. På den andre siden viste det seg meget lurt å utføre en100 % kontroll av alle delene før forsøket ble kjørt. Antakelsen om at råvaren er 100 % feilfri er en allment kjent feilkilde i industrien og ofte årsak til store tap i mekanisk produksjon. Det kan også nevnes at det har kommet til innskjerpende tiltak hos Nammo Raufoss AS med hensyn til forbedring av kastproblematikk før delene sendes til herding.

Valget av en industriell og en botanisk problemstilling i tillegg var ikke tilfeldig. Det skulle vises hvordan en må nærme seg problemstillingen i helt forskjellige faglige kontekster – en utfordring som statistisk fagpersonell må kunne møte i hverdagen.

6. Oppfølgingsforsøk

6.1) Muligheter for oppfølgingsforsøk – teoretiske betraktninger

Tradisjonelt vil et oppfølgingsforsøk bli utarbeidet etter at noen faktorer har vist signifikante avvik i forutgående forsøk. Signifikanser som er funnet i første omgang, vil bli veiledende faktorer for utarbeiding av oppfølgingsforsøk. Hensikten med en slik fremgangsmåte er sparing av ressurser overfor meget omfattende førstegangs forsøk.

Observasjoner som er utført ved første runde, kan f.eks. inneholde informasjon om signifikants og ikke-signifikans av faktorer, forekomst og karakteristikk av outliere, opplysninger om vellykket eller mislykket valg av forsøksnivåer eller andre tekniske informasjoner som har påvirket forsøket underveis uten at det var planlagt. Valg av oppfølging skjer deretter basert på den informasjonen som man har fått i første omgang.

Kvaliteten på oppfølgingsforsøk vil være svært avhengig av hvor observant og grundig arbeidet ble utført ved starten. Likeledes kommer kvaliteten på selve analysen og den tilhørende interpretasjonen til å påvirke effektiviteten av påfølgende forsøk.

Det anmerkes at bruk at Lenths metode for klassifisering av signifikanser og ikke-signifikanser ville være behjelpelig med å klassifisere ikke-signifikanser, noe normalplottene ikke viste så tydelig. Det fokuseres ofte for mye på p-verdien og for lite på mønsteret i plottet; derimot vil Lenths metode bidra til å ta ut variabler som opplagt ikke viste seg som signifikante.

Kommer det frem flere signifikante kontraster, kan et *komplett fortegnskifte* av fortegnsmønsteret i forsøksplanen gi mer informasjon, slik Box viser i tabell 6.12, s. 254, (Box, m. fl., 2005). Et komplett ”foldover” (fortegnsskifte) øker da resolusjonen fra III til IV med konsekvens at 2. ordens aliasser, som er de sterkeste konfunderingsfaktorene, vil erstattes av aliasser av 3. grad som en kan neglisjere. Metodens fordel ligger dermed i å fjerne innflytelsesrike konfunderinger, men den gir

likevel ikke grunnlag for utledning av responsflater når forsøket kjøres som før i kun to nivåer per variabel.

Dersom f.eks. (kun) én faktor har vist seg som signifikant, vil hele forsøket kunne kjøres om igjen med et «Single-Column Foldover» som tabell 6.8a fra (Box m. fl., 2005) viser. Denne faktoren vil da bli komplett fri for aliasser. *«The large main effect of factor X is now estimated free of aliases. Also as required, all two factor interactions involving X are likewise free»* (Box m.fl. 2005*)*. Denne metoden anbefales også når en kontrast har stor viktighet, eller det eksisterer f.eks. mange kostnadsgunstige justeringsmuligheter for responsene gjennom nettopp denne kontrasten. Særlig ved design av oppfølgingsforsøk må en konsentrere seg om hva *oppdragsgiveren* ønsker å få analysert. Fraksjonelle faktorielle designer gir nettopp muligheten for bedre forsøksplanlegging gjennom store innsparinger ved første forsøk, der det oftest må håndteres mange responser.

Når undersøkelsene kan konsentrere seg om få variabler, kan ressursene brukes for å kjøre i flere enn to nivåer. En 3^k faktoriell design vil gi muligheter for utledning av responsflater, med beste utsagnskraft når det er fullt faktorielt. Kontrastene som ble beregnet, danner grunnlag for multiple regresjoner, og kvaliteten av analysen øker med antall nivåer som kan utføres. I denne sammenhengen kan det være av fordel å studere sammenhengen for hver variabel i enkle forsøksrekker for å avsløre eventuelle grenseverdier og ikke lineært eller ikke kontinuerlig oppførsel. Særlig ved det botaniske forsøket der det fremkom seks enheter med nullvekst og én enhet med kun avdøde individer, ble jeg anbefalt å kjøre forforsøk som forberedelse av oppfølgingsforsøket.

Undersøkelser av responsflater med flere nivåer per variabel gir bedre opplysninger om sammenhengene, men de fører fort til meget store forsøk dersom kvaliteten av grafene skal være noenlunde brukbar. Dette vil bli demonstrert senere i oppgaven her.

Den enkleste varianten er en 3^2 forsøksdesign med kun to variabler og tre nivåer. For en full faktoriell 3^2 design fremkommer følgende kontraster i tillegg til konstantleddet:

Koeffisienter for x_1 (linear x_1) estimeres med $\hat{\beta}_1$	Koeffisienter for $x_1 * x_2$ estimeres med $\hat{\beta}_{12}$
Koeffisienter for x_2 (linear x_2) estimeres med $\hat{\beta}_2$	Koeffisienter for $x_1 * x_2^2$ estimeres med $\hat{\beta}_{122}$
Koeffisienter for x_1^2 (kvadratisk x_1) estimeres med $\hat{\beta}_{11}$	Koeffisienter for $x_1^2 * x_2$ estimeres med $\hat{\beta}_{112}$
Koeffisienter for x_2^2 (kvadratisk x_2) estimeres med $\hat{\beta}_{22}$	Koeffisienter for $x_1^2 * x_2^2$ estimeres med $\hat{\beta}_{1122}$

Tabell 6.1.1 Kontrastestimater for et 3^2 design

Responsflaten estimeres analog til likning *4.1 (s. 34, Cuthbert, 1976).*

$$\eta = \mu + \hat{\beta}_1 x_1 + \hat{\beta}_2 x_2 + \hat{\beta}_{11} x_1^2 + \hat{\beta}_{22} x_2^2 + \hat{\beta}_{12} x_1 x_2 + \hat{\beta}_{122} * x_1 * x_2^2 + \hat{\beta}_{112} x_1^2 x_2 + \hat{\beta}_{1122} x_1^2 x_2^2 \qquad (6.1.1)$$

Estimatet beregnes med multiple regresjon etter følgende formel:

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1} X'Y \qquad (6.1.2)$$

der X er en (9r)*9 matrise og r = antall gjentak per ledd.

Rekkene (kolonnene) med (9r) rader er gitt ved

$$1,\ x_1,\ x_2,\ x_1^2,\ x_2^2,\ x_1 * x_2,\ x_1 * x_2^2,\ x_1^2 * x_2,\ x_1^2 * x_2^2 \qquad (6.1.3)$$

Radene er gitt ved alle gjentak i forsøket.

Y er en (9r)*1 vektor med de observasjonene som måles etter eksperimentet. Det må bemerkes at responsflaten kun bør utledes når minst én kontrast kunne vise seg som signifikant i det første forsøket.

Problematikken for slike regresjoner basert på meget få målepunkter ligger i sensibiliteten for det sentrale målepunktet (se figur 4.1 s.35, Cuthbert, 1976). Et fortegnsskifte der ville medføre en radikal endring av gradienten av responsflaten: *«It*

is evident that the general shape and orientation of the response surfaces are heavily influenced by the center point. This suggests strongly that if any point can be replicated those one should be. Even triplication or quadruplication is desirable...» (Cuthbert, 1976, s.35)

Eventuell høye kostnader til tross må det planlegges mange gjentak av dette kritiske punktet ved forsøksplanen. Likeledes vil en 4^2 eller 5^2 forsøksdesign gi mye detaljertere opplysninger. For å unngå at vesentlige ekstrema mellom målepunktene blir oversett, må forsøksnivåene velges tilsvarende.

Forutsetning for et slikt responsflateestimat er derimot at de variablene som benyttes, har vist signifikante tendenser i en forutgående ANOVA. Kan ikke dette bekreftes, kan en eventuell plan og vannrett flate (ingen innflytelse av noen variabler) eller et endimensjonalt utfall (ingen innflytelse av en variabel) også være en riktig fremstilling av saksforholdet. Det er meget viktig at en passer seg for å ”søke” etter signifikanser der de faktisk ikke eksisterer.

6.2) Drøfting av oppfølgingsforsøket i industrien

Når det *ikke* foreligger signifikanser i et forutgående forsøk, vil utarbeiding av oppfølgingsforsøk være mer krevende. Det kan undersøkes tendenser (nesten-signifikanser), eller det kan trekkes inn flere faktorer som ikke ble undersøkt før. Strengt tatt burde forsøksserien avbrytes og brukes andre variabler, eller avstanden mellom variablene måtte økes betraktelig.

På den andre siden er nesten alle tiltak anvendt i herderiet uten negative bivirkninger for produktet slik at en videre oppfølging basert på tendenser under visse omstendigheter kan forsvares.

Manglende signifikans kan også vise til at forarbeidet til og/eller selve utførelsen av forsøket ikke har vært grundig nok. Samtidig må i slike tilfeller alltid forholdene rundt innhenting av datasettet undersøkes nærmere. Min erfaring som QA-ingeniør tilsier at omtrent 30 % av feilene blir til ved innhenting og editering av datasettet. Selv ved denne oppgaven har det oppstått en outlier som følge av en skrivefeil, noe som har ført til ekstra mye regne- og korrekturarbeid.

Konkret har større unøyaktigheter i dreieprosessen blitt oppdaget og dokumentert (figur 4.1.1), noe som øker variansen betraktelig. Dette har svært negativt påvirking på kvaliteten på det etterfølgende datamaterialet. Omfattende arbeid må nå utføres for å rette denne produksjonslinjen.

Som et annet moment må det påpekes at kast ikke ble målt vektorielt, noe som betyr at det kun ble målt kast før og etter herding, men ikke dens retning som nærmere forklart ved figur 4.1.2. Slik oppmåling er meget krevende og ble ikke utført i første forsøk. Dermed kan en del informasjon ha gått tapt.

Det anmerkes at kastretningen ikke er av interesse for måleprosedyrene ved oppmåling av kast siden den funksjonelle konsekvensen er den samme, uavhengig av hvilken retning avviket peker.

Et videre oppfølgingsforsøk vil dermed kreve å få inn nye variabler, samtidig som man burde se nærmere på rotasjonshastigheten når delen kommer inn i avkjølingsbadet.

Ved videre oppmålig ble det observert mye bedre sylindrisitet ved deler som ble rotert fortere i avkjølingsbadet, noe som ga utslag for valget av denne variabelen for videre oppfølging.

Det har blitt fremskaffet et meget stort hjul (z = 63) som kan brukes, noe som øker hastigheten av prosjektilet i avkjølingsbadet ovenfor det allerede gunstige store hjulet (z = 42). På den andre siden kan vi velge å slå av rotoren, og vi får med dette et annet ekstrem – ingen bevegelse av prosjektilet i avkjølingsbadet.

Som ny variabel kan radial plassering av bøssingen være interessant, noe som kunne vise muligheter for oppretting av kastet når de plasseres ”riktig”. Denne posisjonen kan utprøves i flere nivåer (gunstig, nøytralt, ugunstig) ettersom delene ble målt opp mer omfattende enn ved det første forsøket.

6.3) Begrunnelse for valg av en 3^2 full faktorielt design med triplikasjon av senterpunkt for det industrielle forsøket

Da omløpshastigheten i avkjølingsbadet var av stor interesse, ble anskaffelse av en ny motor med trinnløs regulering diskutert. Dette ville selvsagt ha vært ideelt for undersøkelse av responsflater. Videre fantes det et vesentlig større tannhjul (z = 63), og muligheten til å slå av motoren, med til sammen fire mulige hastigheter. Likeledes kunne geometrisk plassering utprøves i fire nivåer.

Dette hadde ført frem til en 4^2 faktoriell design. Etter nærmere drøfting kom det frem at forskjellen mellom tannhjulene z = 23 og z = 42 ikke var tydelig nok, og dermed unødvendig å prøve en gang til. Likeledes finnes det to nøytrale posisjoner for plassering av delen. Dette innebærer at en 3^2 full faktoriell design vil være godt nok.

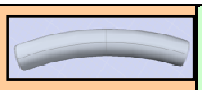
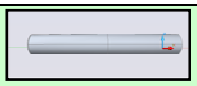
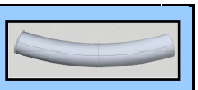
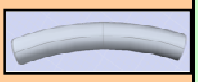
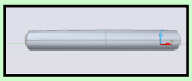
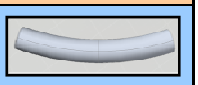
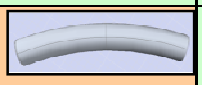
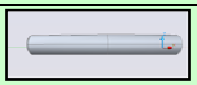
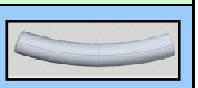
Andre faktorer som kunne trekkes inn ble ikke omtalt, dermed vil ressursene være på plass for et fullt faktoriell design; det betyr ni forsøksledd (ID). Cuthbert har pekt på nødvendigheten av replikasjoner, og dette blir tatt til følge med tre replikasjoner av senterpunktet (merket med ID = 5), siden den vil være særdeles viktig for utledningen av den matematiske modellen for responsflatene.

Også ved oppfølgingsforsøket ble det tatt hensyn til kvalitetssikring av datamaterialet og pedagogiske momenter som en lettleselig fremstilling, helst støttet på figurer og anvendelser av samme fargeskjema som ved de innledende forsøk. Sannsynligheten for forvekslinger utført av arbeidspersonell er en viktig faktor for kvalitetssikring av forsøk. Det må være garantert at utførende person forstår forsøksoppsettet helst etter første forklaring. Dette er et sentral krav etter EN 29 001-normen, J. Brauer kommenterer*: ”Die Unternehmensleitung hat die Pflicht, dafuer zu sorgen, dass die Mitarbeiter, deren Arbeit sich auf die Qualitaet des Produkts auswirken kann, wissen, was zu tun ist und die ihnen uebertragenen Aufgaben im Sinne der Qualitaet optimal erfuellen.”* (J .Brauer, 2007, side 107).

Forsøkskonseptet vises her i figur 6.3.1:

FORSØKSKONSEPT INDUSTRIELL OPPFØLNGINGSFORSØK

3^2 full faktoriell forsøksdesign, utført hos Nammo Raufoss AS

Orientering + konveks, oppe  ID = 1 <kun ett gjentak> Rotorhjul + z = 63 (meget stort)	Orientering 0 nøytral, side  ID = 2 <kun ett gjentak> Rotorhjul + z = 63 (meget stort)	Orientering - konkav, nede  ID = 3 <kun ett gjentak> Rotorhjul + z = 63 (meget stort)
Orientering + konveks, oppe  ID = 4 <kun ett gjentak> Rotorhjul 0 z = 23 (lite hjul)	Orientering 0 nøytral, side  ID = 5 **senterpunkt** **<4 GJENTAK>** Rotorhjul 0 z = 23 (lite hjul)	Orientering - konkav, nede  ID = 6 <kun ett gjentak> Rotorhjul 0 z = 23 (lite hjul)
Orientering + konveks, oppe  ID = 7 <kun ett gjentak> Rotorhjul - ingen rotasjonsbevegelse	Orientering 0 nøytral, side  ID = 8 <kun ett gjentak> Rotorhjul - ingen rotasjonsbevegelse	Orientering - konkav, nede  ID = 9 <kun ett gjentak> Rotorhjul - ingen rotasjonsbevegelse

Tabell 6.3.1 forsøksplan 3^2 full faktoriell design

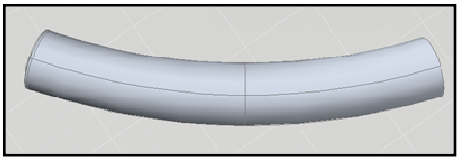
Etter randomisering vil kjøreplanen for forsøket se ut slik det er vist i tabell 6.3.2:

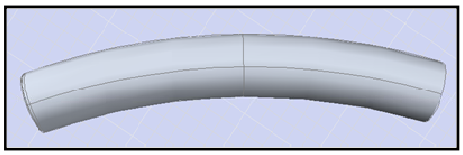
FORSØKSPLAN 3^2 FULL FAKTORIELL FORSØKSDESIGN

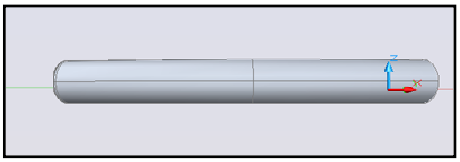
INDUSTRIFORSØK

		Rotorhjul	Orientering		
		meget stort hjul +	konveks = + = OPPE		
		lite hjul =l 0	nøytral = 0 =SIDE		
		ingen bevegelse -	konkav = - = NEDE		
Bøssing Nr.:	Rekkefølge (randomisert)			nr:	ledd (ID)
1 til 6	1	1 meget stort hjul	0 side	2	2
7 til 12	2	1 meget stort hjul	-1 ned	3	3
13 til 18	3	0 lite hjul	0 side	7	5
19 til 24	4	0 lite hjul	0 side	5	5
25 til 30	5	0 lite hjul	0 side	6	5
31 til 36	6	-1 ingen hjul	0 side	11	8
37 til 42	7	0 lite hjul	-1 ned	9	6
43 til 48	8	0 lite hjul	0 side	8	5
49 til 54	9	1 meget stort hjul	1 oppe	1	1
55 til 60	10	-1 ingen hjul	1 oppe	10	7
61 til 66	11	-1 ingen hjul	-1 ned	12	9
67 til 72	12	0 lite	1 oppe	4	4

KONKAV NEDE	-1
KONVEKS OPPE	1
NØYTRAL SIDE	0







Tabell 6.3.2 Forsøksplan 3^2 full faktoriell design ved oppfølgingsforsøket

6.4) Skisse av et oppfølgingsforsøk for den botaniske problemstillingen

Datamaterialet fra industriforsøket har ikke vist signifikans, heller ikke ved oppfølgingsforsøket. Å fremheve tendenser med så få paralleller er beheftet med stor statistisk usikkerhet slik at utsagnet en kommer frem med, grenser til synsing. Det er kjent at herdeprosesser er preget av slikt datamateriell; derfor var valget klart ved å gå videre med den botaniske problemstillingen. I tillegg vil an kunne konstateres signifikanser i meget interessante sammenhenger: Vanningsfrekvens og arter viste signifikante tendenser, men ikke P- eller N- dyrking eller vannmengde. Forholdene rundt rotmediumet ga interessant informasjon som man burde se nærmere på.

Oppfølgingsforsøket for den botaniske problemstillingen ble derfor utledet ut ifra signifikanser som kom frem ved den forutgående analysen. Som forventet viste artene signifikante forskjeller, men det var for meg ikke mulig å kunne klone en blanding av solsikken og bønnen, og dermed ville vi ikke ha fått kontinuerlige data som trengs for utledning av responsflater. Signifikansene ble hovedsakelig styrt av bønner, der forekomsten av råte (nullvekst) også var knyttet til vanningsfrekvens.

Også rotmedium ga sterke tendenser ved bønner; det var bra vekst i perlite, men det så ut at bønner ikke liker blomsterjord noe særlig. Det var overraskende at vanningsfrekvensen viste seg å være av betydning. Sjelden vanning med mye vann med blomsterjord som rotmedium førte til råte i røttene, men ved reduksjon av vannmengden var denne effekten fortsatt til stede.

Som analysen i kapittel 5.3 viser, kunne konklusjonene i den botaniske problemstillingen styrkes med signifikanser.

6.5) Begrunnelse for valg av en 3^2 full faktoriell design med tre gjentak for den botaniske problemstillingen

I utgangspunktet var det av interesse å kjøre en 3^3 full faktorielt design, der også vannmengde ville være en faktor ved siden av rotmedium og vanningsfrekvens. Forholdene rundt vannmengden hadde vært meget interessant å få undersøkt med flere nivåer siden mistanken om aten har valgt ekstreme posisjoner med samme respons (for mye og for lite, både med null/lite vekst) styrket seg.

Til sammen ville dette bli $3^3*3 = 81$ potter, noe det ikke var ressurser til.

Likeledes kunne være av interesse å kjøre en ”column foldover” der fortegn av en variabel skiftes mens andre størrelser beholdes. Dette ville avklare forholdene rundt vanningsfrekvens, men fremstilling av vekstflater/konturer vil ikke bli mulig gjennom et slik oppfølgingsforsøk som også kun har to nivåer.

Som konsekvens av dette har jeg valgt å sette søkelyset på den største signifikansen, vanningsfrekvens og de interessante observasjonene rundt rotmediumet og kjøre med dette et 3^2 fullt faktorielt design med tre gjentak, det vil si 27 potter totalt. Dette vil åpne for å kunne kjøre variansanalysen som i det første botaniske forsøket.

Det ble observert meget fuktig blomsterjord og stor ansamling av vann i underskålene ved det første forsøket der ”vanlig” vanning ble utført med 20ml / dag / potte. Vannmengden vil derfor reduseres til 10ml /dag per potte. Tetthet av sådd frø viste seg å ikke være av interesse i de første 3 ukene, dermed vil det holde med at det brukes 10 frø per potte. P- og N-gjødsel tilsettes tilsvarende i første forsøk når frøet blir sådd.

Den generelle forsøksplanen vises i tabell 6.5.1, mens en detaljert gjennomføringsplan etter gjennomført randomisering kommer frem i tabell 6.5.2

FORSØKSKONSPT BOTANISK OPPFØLGINGSFORSØK

3^2 full faktoriell design

100 % Blomsterjord + ID = 1 <tre gjentak> Vanning hver dag +	50/50 Blomsterjord/Perlitt 0 ID = 2 <tre gjentak> Vanning hver dag +	100% Perlitt - ID = 3 <tre gjentak> Vanning hver dag +
100 % Blomsterjord + ID = 4 <tre gjentak> Vanning hver 3. dag 0	50/50 Blomsterjord/Perlitt 0 ID = 5 **senterpunkt** <tre gjentak> Vanning hver 3. dag 0	100 % Perlitt - ID = 6 <tre gjentak> Vanning hver 3. dag 0
100 % Blomsterjord + ID = 7 <tre gjentak> Vanning én gang i uken -	50/50 Blomsterjord/Perlitt 0 ID = 8 <tre gjentak> Vanning én gang i uken -	100 % Perlitt - ID = 9 <tre gjentak> Vanning én gang i uken -

Tabell 6.5.1 Forsøkskonsept av det botaniske oppfølgingsforsøket

	BOTANISK OPPFØLGINGSFORSØK 3^2 full faktoriell design			
rekkefølge randomisert	BLOMSTERJORD 100 % BLOMSTERJORD = + 50 % BLOMSTERJORD/PERLITE = 0 100 % PERLITE = -	VANNINGSFREKVENS VANNING HVER DAG = + hver 3. dag = 0 kun én gang i uken = -	nr:	ledd ID
1	-1 = perlite	-1 = vanning én gang i uken	26	9
2	0 = blomsterjord/perlite	-1 = vanning én gang i uken	23	8
3	0 = blomsterjord/perlite	1 = vanning hver dag	5	2
4	1 = blomsterjord	1 = vanning hver dag	2	1
5	0 = blomsterjord/perlite	0 = vanning hver 3. dag	15	5
6	-1 = perlite	1 = vanning hver dag	7	3
7	0 = blomsterjord/perlite	-1 = vanning én gang i uken	22	8
8	0 = blomsterjord/perlite	1 = vanning hver dag	4	2
9	1 = blomsterjord	-1 = vanning én gang i uken	19	7
10	1 = blomsterjord	-1 = vanning én gang i uken	20	7
11	0 = blomsterjord/perlite	0 = vanning hver 3. dag	14	5
12	1 = blomsterjord	-1 = vanning én gang i uken	21	7
13	-1 = perlite	-1 = vanning én gang i uken	25	9
14	-1 = perlite	0 = vanning hver 3. dag	17	6
15	-1 = perlite	1 = vanning hver dag	8	3
16	1 = blomsterjord	0 = vanning hver 3. dag	10	4
17	-1 = perlite	0 = vanning hver 3. dag	16	6
18	1 = blomsterjord	1 = vanning hver dag	3	1
19	-1 = perlite	0 = vanning hver 3. dag	18	6
20	0 = blomsterjord/perlite	0 = vanning hver 3. dag	13	5
21	-1 = perlite	1 = vanning hver dag	9	3
22	0 = blomsterjord/perlite	1 = vanning hver dag	6	2
23	0 = blomsterjord/perlite	-1 = vanning én gang i uken	24	8
24	1 = blomsterjord	1 = vanning hver dag	1	1
25	-1 = perlite	-1 = vanning én gang i uken	27	9
26	1 = blomsterjord	0 = vanning hver 3. dag	11	4
27	1 = blomsterjord	0 = vanning hver 3. dag	12	4

Tabell 6.5.2 Arbeidsplan for det botaniske oppfølgingsforsøket

7. Analyse og drøfting av utførte oppfølgingsforsøk

7.1) Analyse av og prosessnotater fra det industrielle oppfølgingsforsøket, utført hos Nammo Raufoss AS

Som forberedende tiltak ble kast ved gjengeparti av delene også oppmålt vektorielt slik at kastendring under herding kan beregnes med cosinussetningen

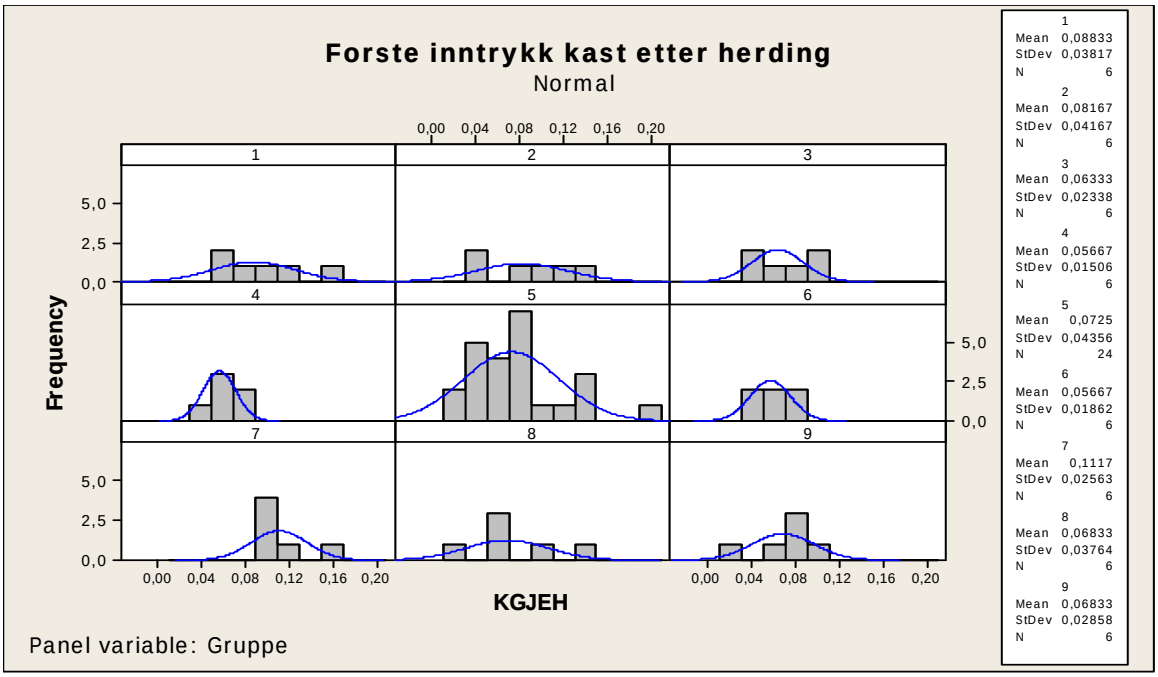
$$c = \sqrt{a^2 + b^2 - 2\,a\,b\cos(\gamma)} \tag{7.1.1}$$

Eller formulert med innsatt tekst:

$$TOTALKASTENDRING = \sqrt{KASTFOR^2 + KASTETTER^2 - 2\,KASTFOR\;KASTETTER\cos(\gamma)} \tag{7.1.2}$$

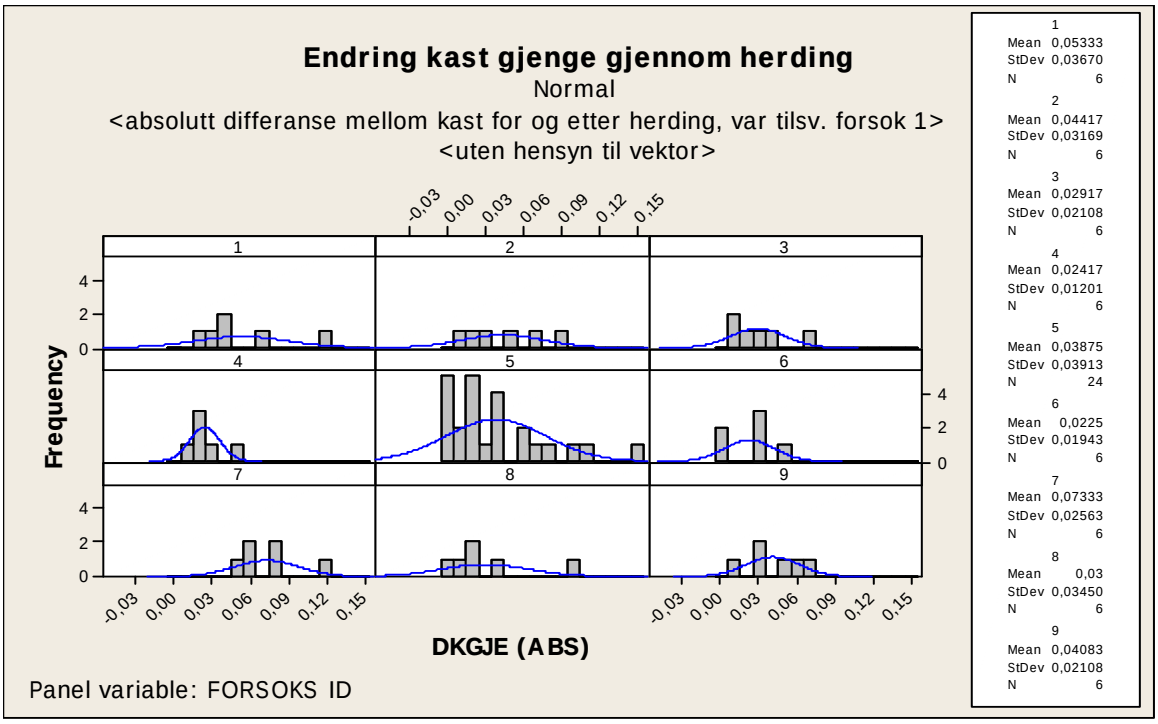
Som responsvariabel ble beregnet kast og dens orientering, samt kastavvik av de andre flatene, notert. Det kom ikke til nevneverdige ekstraordinære avvik ved gjennomføring av forsøket.

Som første måling ble kast ved gjengeparti målt etter herding (se figur 7.1.1) som førsteinntrykk og uten hensyn til kast fra før. Figuren informerer om den totale kvaliteten på det utførte arbeidet.

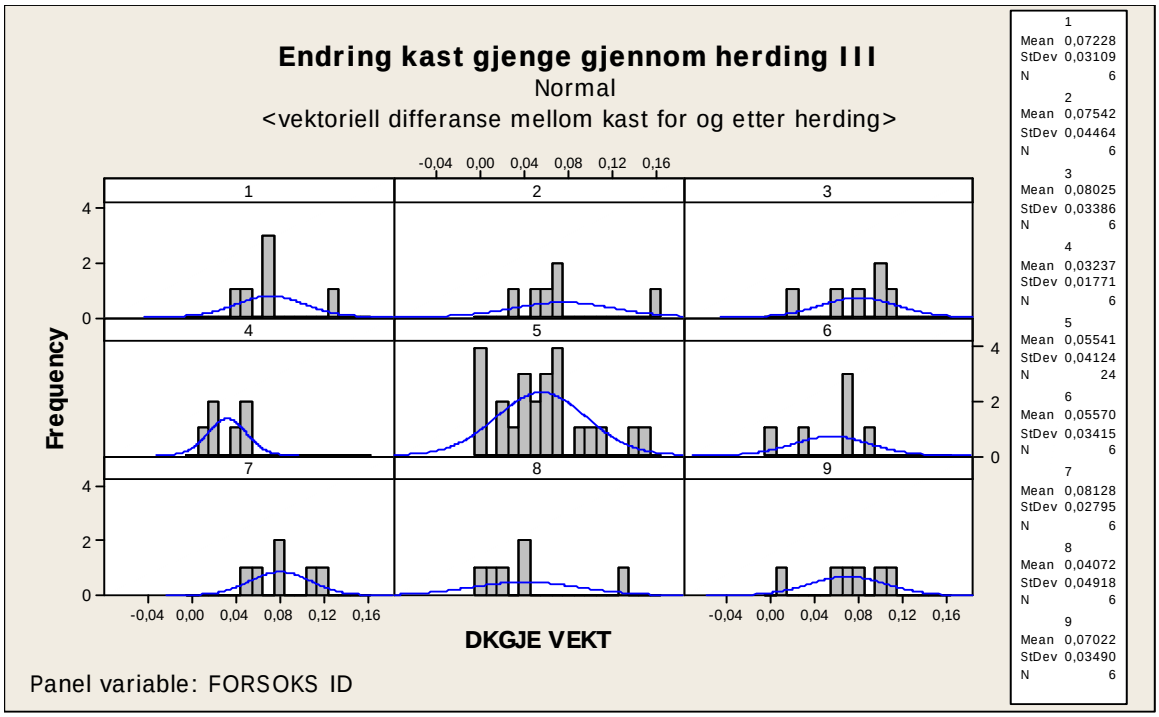


Figur 7.1.1 Første kastmåling etter herding – uten hensyn til kast fra før

Første inntrykk viser at delene er nesten like, med liten tendens til god kvalitet og lav standardavvik ved opplegg praktisert ved ID = 4 (konveks orientering og rotorhjul z=23). Beregner vi kastendring uten hensyn til vektoriell endring nå på samme måten som ved det første forsøket, kommer vi frem til samme budskap (figur 7.1.2):



Figur 7.1.2 Kastmåling etter herding, utført og beregnet som i første forsøk



Figur 7.1.3 Kastmåling etter herding, utført og beregnet med hensyn til retning (vektoriell)

Når senterpunktet (ID-5) og ID 4 sammenlignes, er forskjellene derimot minimale når kast måles som i forsøket før (figur 7.1.2) eller vektorielt (figur 7.1.3).

Kontrastestimatene ($\Psi_{1..8}$) for en fullt faktoriell k^2 design er gitt ved

$$\widehat{\Psi} = \sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{k}\sum_{r=1}^{n} c_{i,j,r} x_{i,j,r}$$

(7.1.3)

eller ved

$$\widehat{\Psi} = n\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{k} c_{i,j}\bar{x}_{i,j}$$

(7.1.4)

– der k er antall nivåer i forsøket og n antall gjentak som ble kjørt. Når kun ett gjentak (senterpunktet) repeteres, vil inngående antall gjentak i formelen likevel settes til 1. Dette gjelder derimot ikke for standardfeilen (se formel 7.3.2).

KASTENDRING ETTER HERDING KONTRASTBEREGNINGSMATRISE

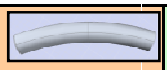
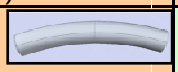
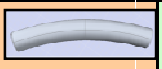
NAMMO Raufoss AS

II. herdeforsøk

OPPFØLGINGSFORSØK

1 GJENTAK PER LEDD

4 GJENTAK PÅ SENTERPUNKT

Orientering + konveks, oppe  ledd (ID) = 1 **0,072** Rotorhjul + z = 63 (meget stort)	Orientering 0 nøytral, side  ledd (ID) = 2 **0,075** Rotorhjul + z = 63 (meget stort)	Orientering - konkav, nede  ledd (ID) = 3 **0,080** Rotorhjul + z = 63 (meget stort)
Orientering + konveks, oppe  ledd (ID) = 4 **0,032** Rotorhjul 0 z = 23 (lite hjul)	Orientering 0 nøytral, side  ledd (ID) = 5 = (SP) **0,055** Rotorhjul 0 **4 GJENTAK** z = 23 (lite hjul)	Orientering - konkav, nede  ledd (ID) = 6 **0,056** Rotorhjul 0 z = 23 (lite hjul)
Orientering + konveks, oppe  ledd (ID) = 7 **0,081** Rotorhjul - ingen rotasjonsbevegelse	Orientering 0 nøytral, side  ledd (ID) = 8 **0,041** Rotorhjul - ingen rotasjonsbevegelse	Orientering - konkav, nede  ledd (ID) = 9 **0,070** Rotorhjul - ingen rotasjonsbevegelse

Tabell 7.1.4 Kontrastberegningsmatrise for oppfølgingsforsøk ved NAMMO Raufoss AS

Videre beregning av alle åtte kontrastene fremgår av tabell 7.1.5. Denne beregningen er forberedelsen for utarbeiding av normalplottet, gjengitt i figur 7.1.6.

KONTRASTENE
ENKELT

Lin X

				0,072
	Lin X >			0
	1	0	-1	-0,08
1	1	0	-1	0,032
1	1	0	-1	0
1	1	0	-1	-0,056
				0,081
				0
				-0,07
				======
				-0,021

Lin Y

				0,072
				0,075
	1	1	1	0,08
1	1	1	1	0
0	0	0	0	0
-1	-1	-1	-1	0
Lin Y >				-0,081
				-0,041
				-0,07
				=====
				0,035

Kvad X

				0,072
	Kvad X >			-0,15
	1	-2	1	0,08
1	1	-2	1	0,032
1	1	-2	1	-0,11
1	1	-2	1	0,056
				0,081
				-0,082
				0,07
				======
				0,049

Kvad Y

				0,072
				0,075
	1	1	1	0,08
1	1	1	1	-0,064
-2	-2	-2	-2	-0,11
1	1	1	1	-0,112
Kvad Y >				0,081
				0,041
				0,07
				=====
				0,133

KONTRASTENE KOMBINERT

Lin X * Lin Y

				0,072
	Lin X >			0
	1	0	-1	-0,08
1	1	0	-1	0
0	0	0	0	0
-1	-1	0	1	0
Lin Y >				-0,081
				0
				0,07
				======
				-0,019

Lin X * Kvad Y

				0,072
	Lin X >			0
	1	0	-1	-0,08
1	1	0	-1	-0,064
-2	-2	0	2	0
1	1	0	-1	0,112
Kvad Y >				0,081
				0
				-0,07
				=====
				0,051

Kvad X * Lin Y

				0,072
	Kvad X >			-0,15
	1	-2	1	0,08
1	1	-2	1	0
0	0	0	0	0
-1	-1	2	-1	0
Lin Y >				-0,081
				0,082
				-0,07
				======
				-0,067

Kvad X * Kvad Y

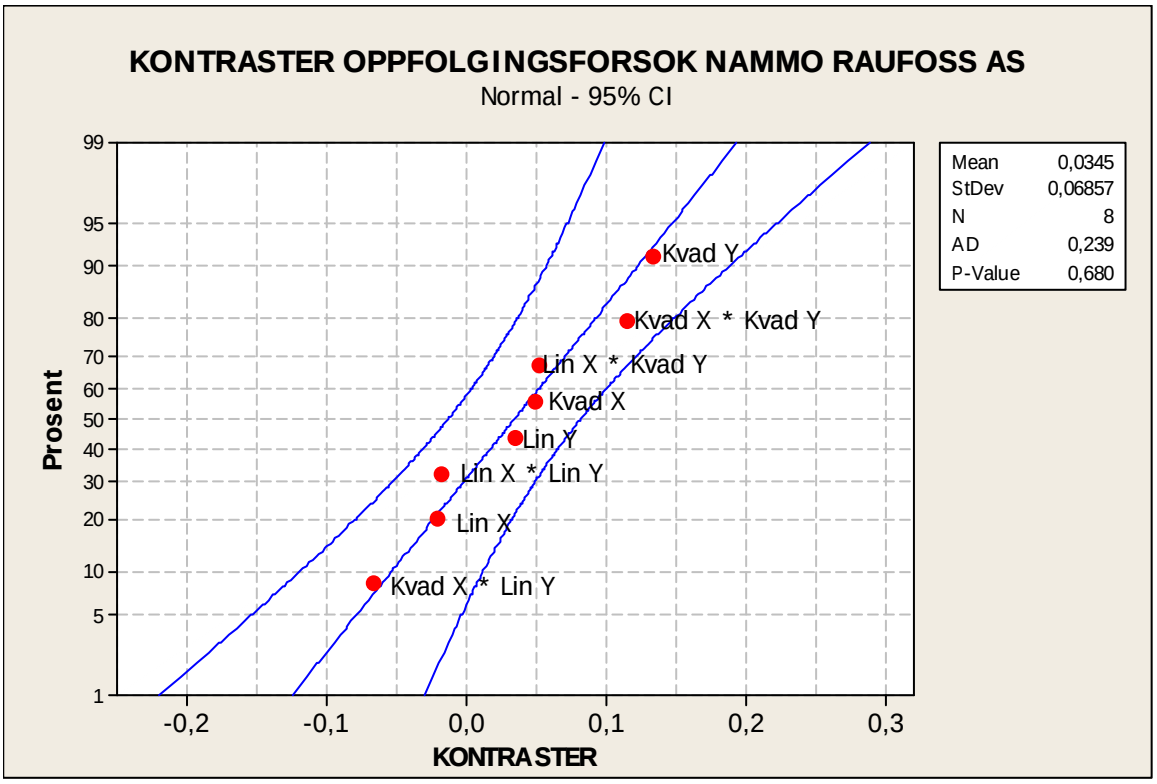
				0,072
	Kvad X >			-0,15
	1	-2	1	0,08
1	1	-2	1	-0,064
-2	-2	4	-2	0,22
1	1	-2	1	-0,112
Kvad Y >				0,081
				-0,082
				0,07
				====
				0,115

Tabell 7.1.5 Beregning av de åtte kontrastkombinasjonene

7.2) Statistisk drøfting av og konklusjon for det industrielle oppfølgingsforsøket

Igjen støter vi på problemer pga. manglende gjentak av de åtte ytre forsøksleddene. Resultatets troverdighet ble jo styrket gjennom at senterpunktet ble kjørt med fire gjentak, men utarbeiding av kontrastestimatene som vist ved det biologiske oppfølgingsforsøket kunne ikke gjøres her. Dette fratar analysen en del informasjon, men en må også ta i betraktning at industriforsøket var mye mer ressurskrevende enn det botaniske forsøket som kunne kjøres uforstyrret hjemme.

Det kan diskuteres om hver eneste bøssing skulle representere et gjentak, noe som betyr at en kunne analysere som antydet her, men denne vurderingen ble forkastet siden et gjentak må bestå av flere enn fem deler for å kunne få frem representative data. Kontrastene som ble regnet ut ved 7.1.4 ble nå plottet i et normalplott:



Figur 7.2.1 Normalplott av kontraster ved oppfølgingsforsøk ved Nammo Raufoss AS

Figur 7.2.1 viser svake tendenser ved kontrastene, men det er langt ifra at en kunne vise en signifikans ved oppfølgingsforsøket.

En enveis-ANOVA bekrefter igjen at alle responsene kunne ha vært mellom 0,02 mm og 0,08 mm kastøkning. P-verdien der er også 0,48.

ANOVA kunne gjennomføres siden det ble kjørt flere gjentak av senterpunktet, men et utsagn om standardavvik for de ytre gjentak er likevel ikke mulig.

One-way ANOVA: ID 1; ID 2; ID 3; ID 4; ID 5; ID 6; ID 7; ID 8; ID 9
Respons: <Vektorielt målt kastendring gjennom herding, målt i mm>

```
Source  DF        SS        MS     F      P
Factor   8  0,002828  0,000353  1,41  0,478
Error    2  0,000500  0,000250
Total   10  0,003327

S = 0,01581   R-Sq = 84,98%   R-Sq(adj) = 24,91%


                            Individual 95% CIs For Mean Based on
                            Pooled StDev
Level  N     Mean    StDev  -------+---------+---------+---------+--
ID 1   1  0,07230        *          (------------*-------------)
ID 2   1  0,07540        *          (-------------*-------------)
ID 3   1  0,08020        *           (-------------*-------------)
ID 4   1  0,03237        *  (------------*-------------)
ID 5   3  0,04968  0,01581           (-------*-------)
ID 6   1  0,05570        *       (------------*-------------)
ID 7   1  0,08130        *            (------------*-------------)
ID 8   1  0,04070        *    (------------*-------------)
ID 9   1  0,07020        *         (-------------*-------------)
                            -------+---------+---------+---------+--
                                 0,000     0,050     0,100     0,150

Pooled StDev = 0,01581
```

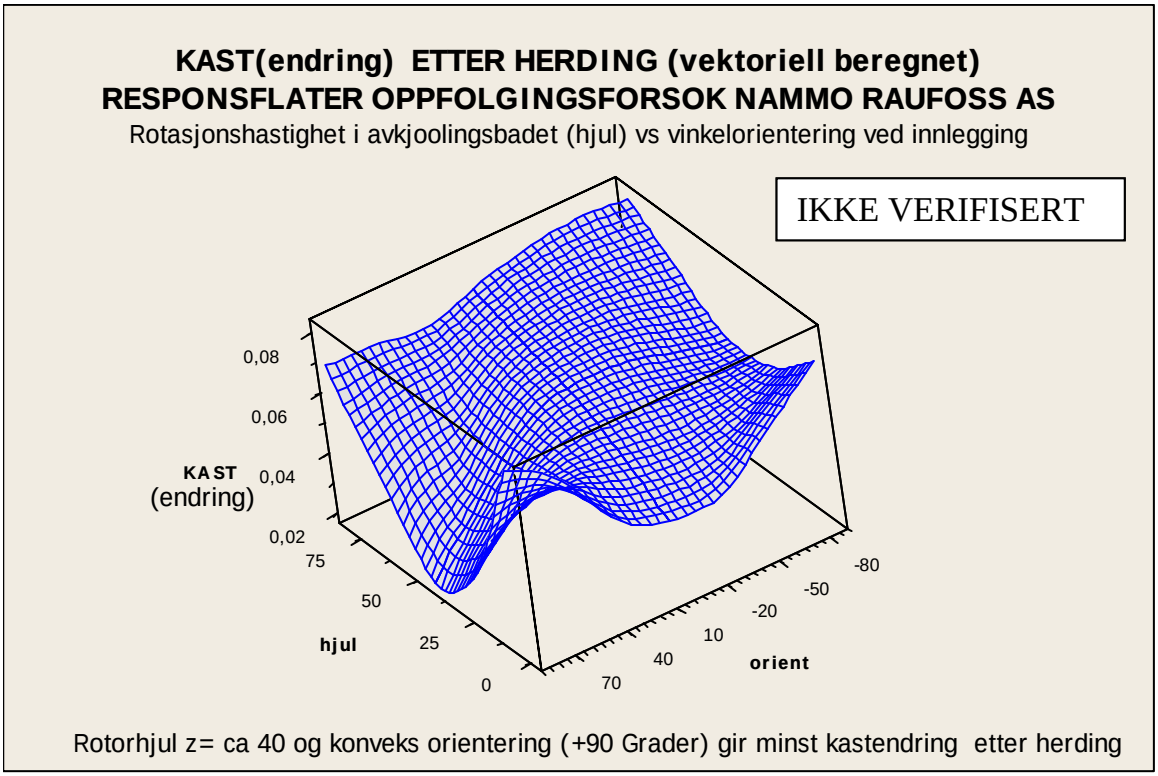
Tabell 7.2.1 Enveis-ANOVA av vektoriell kastendring (oppfølgingsforsøk)

Utledning av responsflater må dermed *frarådes*, men etter ønske fra Nammo Raufoss AS ble det utarbeidet likevel en grafisk fremstilling selv om det ikke er støttet av signifikanser. Det må også anmerkes at det er kun to frihetsgrader for estimatet av støyleddet (error), og dermed bidrar dette til økt usikkerhet (økte intervaller). Dette skyldes igjen manglende gjentak av de ytre ledd.

Sammenfattet kan en si at de tiltak som kan utføres for å minske kastendring under herding, er meget begrenset og på ingen måte styrket av signifikanser. Det må tilføyes at en burde gå en gang til gjennom responsvariablene, siden for eksempel sylindrisitet ble ikke vurdert som respons.

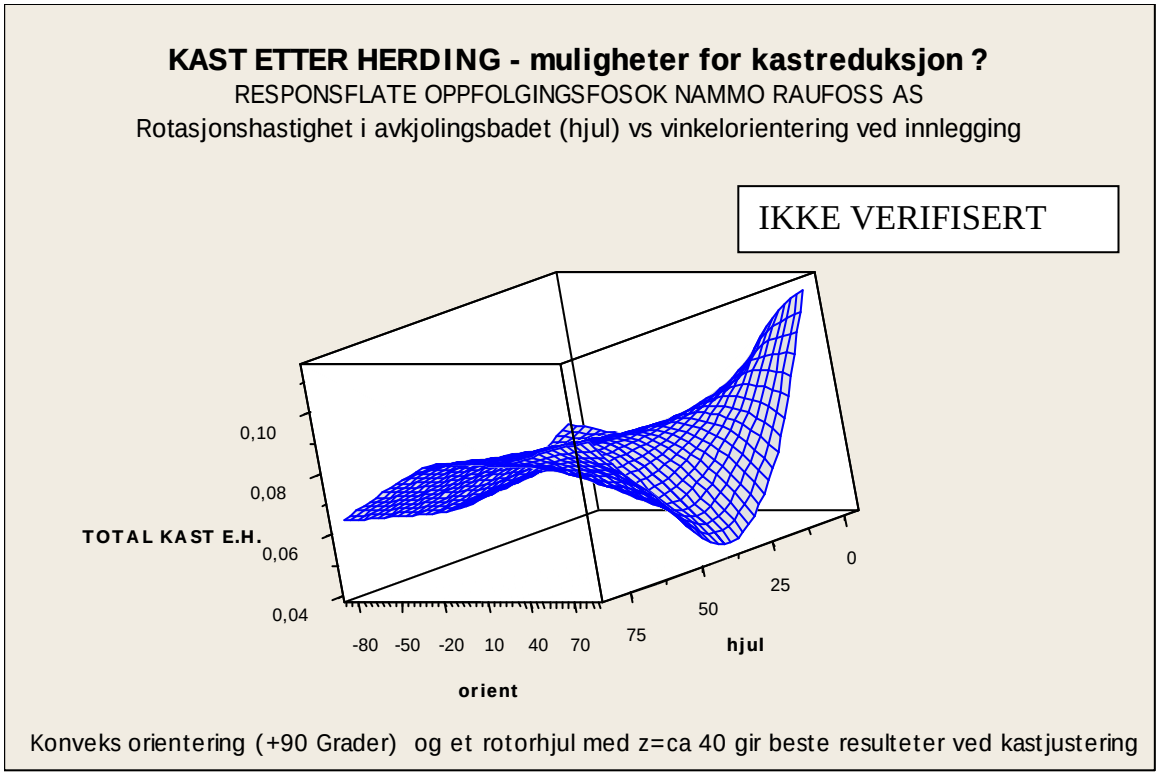
For å kunne optimere styrken av forsøksutsagnet ville det være gunstig å kjøre flere gjentak med minst fem elementer hver samt at det brukes slipte deler der kastavvik før herding er nede på maksimalt 0,02 mm. Dette er meget kostnadskrevende, men ville lønne seg dersom feilen virkelig ligger ved herderiet, noe som begge forsøk ikke kunne verifisere.

Det anbefales dermed å opprettholde dagens produksjonssituasjon med små justeringer som eventuelt kan avleses i de etterfølgende responsflateplottene.



Figur 7.2.2 Responsflateplott av vektoriell beregnet kast avhengig av rotasjonshastighet og bøssingens radiale orientering

I neste figur vises det kun kast etter herding, ikke-vektoriell målt for å få en visuell oversikt over resultatet etter herdeprosessen. Det må anmerkes at den vektorielle kastretningen er likegyldig for funksjonen av bøssingen, men for selve analysen var denne responsen av viktig betydning.



Figur 7.2.3 Responsflateplott: total kvalitet (total kast av gjengeparti) etter herding

Det ser ut til at en konveks orientering ved innlegging og et rotorhjul med z = ca. 40 vil være den gunstigste måten å fortsette produksjonen på. Ellers anbefales det grunnet manglende signifikans ingen andre endringer i herdeprosessen.

Forbedring av kvaliteten ved inngående vare (dreieprosessen før) vil dermed kunne bidra til økt nøyaktighet. **Det ser ut å være bevist at herdeavdelingen har gjort alle mulige tiltak for å ha en mest mulig stabil prosess.**

7.3) Analyse og prosessnotater fra det biologiske oppfølgingsforsøket

Bønnene ble sådd ut den 9.3.08 og innhøstet den 4.4.08 og fulgt opp i henhold til forsøksplanen som er fremstilt i tabell 6.5.2. Plantene ble snudd og omplassert tre ganger, 23.3., 30.3 og 2.4. Omplasseringsrutinene ble gjennomført som ved det første planteforsøket. Gjødslingen med fosfor og nitrogen ble foretatt på samme måte som ved det første forsøket, og det ble valgt en vannmengde av 10 ml/dag; den ligger mellom de nivåene som ble valgt i det første forsøket. Dette var pga. mistanke om at forsøksnivåene for vannmengden ble valgt for langt fra hverandre. Det ble anbefalt å kjøre et forforsøk, men tidsrammen for oppgaven har dessverre ikke strukket til.

Bønnene spirte som forventet, men det ble flere gjentak med nullvekst. De fleste gruppene var ikke homogene, og det kom delvis til meget store variasjoner mellom de forskjellige gjentakene av samme ledd.

Igjen ble det drøftet hvordan variansanalysen kunne gjennomføres; forsøksledd ID 4 (100 % blomsterjord med vanning hver tredje dag) og ID 8 (blomsterjord/perlite blanding 50/50 med vanning én gang i uken) spirte ikke. Ved ledd ID 2 (blomsterjord/perlite 50/50 med vanning hver dag) hadde vi et pent gjentak, men to uten spiring i det hele tatt. Ved ledd ID 7 (100 % blomsterjord, vanning én gang i uken) ble det et meget lite individ med kun 0,02 g biomasse, ellers ingen spiring. Det var forventet at ledd ID 7 vil gi de dårligste resultatene siden kombinasjon av artevalg, og valg av rotmedium som variable for videre analyse skulle vise sammenhengene med bønner og mistrivsel i blomsterjord som rotmedium.

Ledd med nullvekst ble ikke tatt med i analysen, men de som kunne vise til i spiring ved minst ett gjentak, ble tatt med. Etter dette tiltaket var kravene om jevnhet av variansene langt fra oppfylt pga. outlieren ved ledd (ID) 7. Vi ser i tabell 7.3.1 at de andre responser er omtrent like, men vi må sikkert verifisere eventuelle signifikansene med Welchs t-test.

Som førsteinntrykk vises til bilde 7.3.1 som oversikt over situasjonen én dag før innhøsting:

Bild 7.3.1 Planter én dag før innhøsting i oppfølgingsforsøket

Verdiene av totalt produsert biomasse og biomasse per individ fremstilles visuelt via boksplott. Det kom til store variasjoner ved spiringen.

Analogt med analysen ved det første biologiske forsøket fremstilles observasjonene, der også kvaliteten på rotmedium kommenteres, undersøkt ved innhøstingen (Innhøstingsprotokoll); se tabell 7.3.1.

nr	ID	K O M M E N T A R	Antall individer	Biomasse levende	Herav blomasse død	Biomasse totalt
1	1	fuktig, men greit rotmedium	3	1,777	0,143	1,92
2	1	meget vått rotmedium	3	1,54	0	1,54
3	1	meget vått rotmedium	3	0,988	0	0,988
4	2	INGEN VEKST vått rotmedium, tegn på råte på overflaten	0	0	0	0
5	2	INGEN VEKST overjordisk vått rotmedium, tegn på råte ved overflaten	0	0	0	0
6	2	fuktig, men greit rotmedium	5	1,602	0,188	1,79
7	3	fine store blader, rotmedium perfekt	8	5,501	0,156	5,657
8	3	noe vått rotmedium, ingen tegn for mye råte i røttene	8	2,038	0,474	2,512
9	3	fuktig rotmedium, men to store råtne frø - tegn på noen uregelmessigheter	6	3,81	0,291	4,101
10	4	INGEN VEKST meget vått rotmedium, gul klinete masse	0	0	0	0
11	4	INGEN VEKST vått rotmedium	0	0	0	0
12	4	INGEN VEKST vått rotmedium gul klinete masse	0	0	0	0
13	5	våt, men greit rotmedium, noen frø spirte ikke fine blader	2	1,927	0,04	1,967
14	5	meget vått rotmedium	1	0,625	0,176	0,801
15	5	meget vått rotmedium, nesten ingen røtter	1	0,46	0	0,46
16	6	råtne frø i rotmedium, men ikke ekstremt våt	4	0,7	0,325	1,025
17	6	tørr rotmedium, men tegn på gul missfarge i kjernen (råte?)	6	2,345	0,09	2,435
18	6	perfekt rotmedium, fine blader	9	5,975	0,19	6,165
19	7	INGEN VEKST meget vått rotmedium	0	0	0	0
20	7	INGEN VEKST vått rotmedium	0	0	0	0
21	7	meget vått rotmedium, men ingen råtelukt	1	0,017	0,003	0,02
22	8	INGEN VEKST vått rotmedium tegn på råte på overflaten	0	0	0	0
23	8	INGEN VEKST vått rotmedium	0	0	0	0
24	8	INGEN VEKST vått rotmedium, tegn på råte ved overflaten	0	0	0	0
25	9	tørr perfekt rotmedium	10	5,211	0,255	5,466
26	9	fine store blader rotmedium perfekt	7	5,933	0,074	6,007
27	9	perfekt rotmedium, men noe lokal råte i rotmediumet	8	5,23	0,836	6,066

Tabell 7.3.1 Innhøstingsprotokoll ved oppfølgingsforsøket

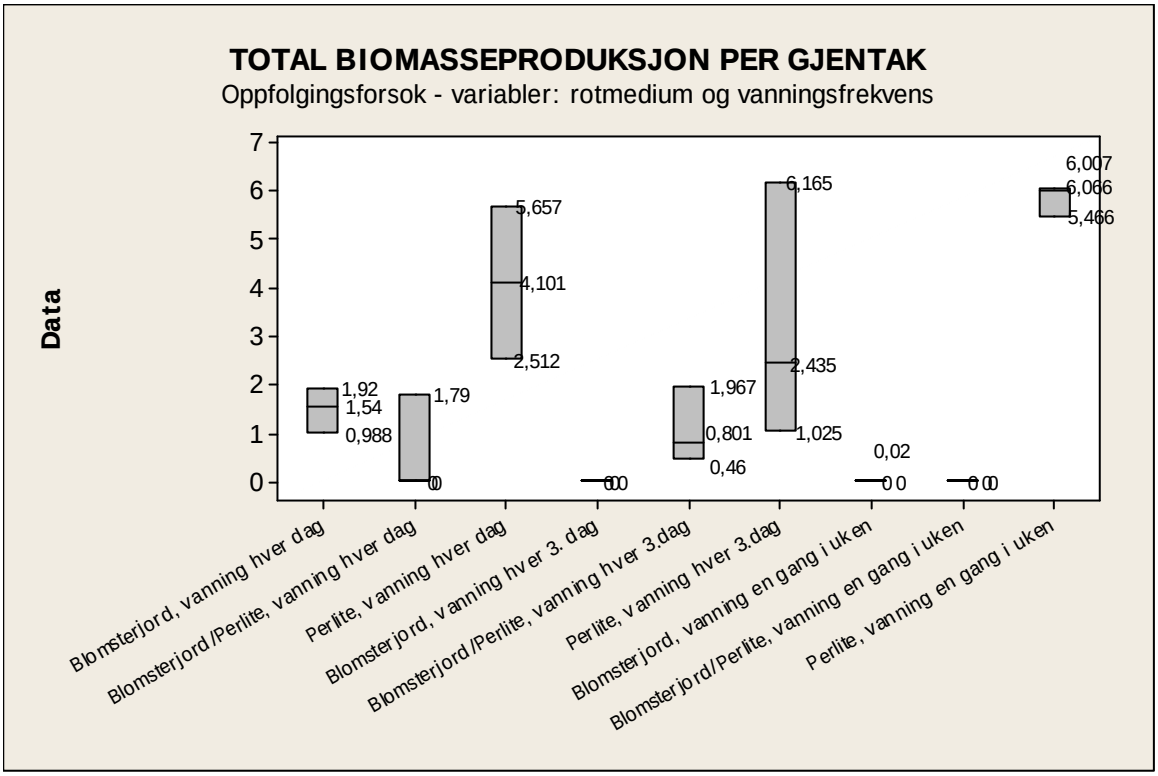
Beregninger for de respektive responser samt spireprosent fremgår av neste tabell:

	100 % PERLITE -	kun én gang i uken = -									
	50 % BIJ/Perlite = 0	Hver 3. dag = 0									
	100 % BIJ = +	Hver dag = +									
randomisert rekkefølge	ROTMEDIUM	VANNING	nummer	ID	levende biomasse	biomasse død	biomasse totalt	antall individer	total biomasse per individ	levende biomasse per individ	spireprosent
24	1 = blomsterjord	1 = hver dag	1	1	1,78	0,143	1,92	3	0,640	0,592	30,00 %
4	1 = blomsterjord	1 = hver dag	2	1	1,54	0	1,54	3	0,513	0,513	30,00 %
18	1 = blomsterjord	1 = hver dag	3	1	0,99	0	0,99	3	0,329	0,329	30,00 %
	SNITT ID = 1			**1**	**1,435**	**0,048**	**1,483**	**3,000**	**0,494**	**0,478**	**30,00 %**
8	0 = blomsterjord/perlite	1 = hver dag	4	2	0	0	0	0	0,000	0,000	0,00 %
3	0 = blomsterjord/perlite	1 = hver dag	5	2	0	0	0	0	0,000	0,000	0,00 %
22	0 = blomsterjord/perlite	1 = hver dag	6	2	1,6	0,188	1,79	5	0,358	0,320	50,00 %
	SNITT ID = 2			**2**	**0,534**	**0,063**	**0,597**	**1,667**	**0,119**	**0,107**	**16,67 %**
6	-1 = perlite	1 = hver dag	7	3	5,5	0,156	5,66	8	0,707	0,688	80,00 %
15	-1 = perlite	1 = hver dag	8	3	2,04	0,474	2,51	8	0,314	0,255	80,00 %
21	-1 = perlite	1 = hver dag	9	3	3,81	0,291	4,1	6	0,684	0,635	60,00 %
	SNITT ID = 3			**3**	**3,783**	**0,307**	**4,090**	**7,333**	**0,568**	**0,526**	**73,33 %**
16	1 = blomsterjord	0 = hver 3. dag	10	4	0	0	0	0	0,000	0,000	0,00 %
26	1 = blomsterjord	0 = hver 3. dag	11	4	0	0	0	0	0,000	0,000	0,00 %
27	1 = blomsterjord	0 = hver 3. dag	12	4	0	0	0	0	0,000	0,000	0,00 %
	SNITT ID = 4			**4**	**0,000**	**0,000**	**0,000**	**0,000**	**0,000**	**0,000**	**0,00 %**
20	0 = blomsterjord/perlite	0 = hver 3. dag	13	5	1,93	0,04	1,97	2	0,984	0,964	20,00 %
11	0 = blomsterjord/perlite	0 = hver 3. dag	14	5	0,63	0,176	0,8	1	0,801	0,625	10,00 %
5	0 = blomsterjord/perlite	0 = hver 3. dag	15	5	0,46	0	0,46	1	0,460	0,460	10,00 %
	SNITT ID = 5			**5**	**1,004**	**0,072**	**1,076**	**1,333**	**0,748**	**0,683**	**13,33 %**
17	-1 = perlite	0 = hver 3. dag	16	6	0,7	0,325	1,03	4	0,256	0,175	40,00 %
14	-1 = perlite	0 = hver 3. dag	17	6	2,35	0,09	2,44	6	0,406	0,391	60,00 %
19	-1 = perlite	0 = hver 3. dag	18	6	5,98	0,19	6,17	9	0,685	0,664	90,00 %
	SNITT ID = 6			**6**	**3,007**	**0,202**	**3,208**	**6,333**	**0,449**	**0,410**	**63,33 %**
9	1 = blomsterjord	-1 én gang i uken	19	7	0	0	0	0	0,000	0,000	0,00 %
10	1 = blomsterjord	-1 én gang i uken	20	7	0	0	0	0	0,000	0,000	0,00 %
12	1 = blomsterjord	-1 én gang i uken	21	7	0,02	0,003	0,02	1	0,020	0,017	10,00 %
	SNITT ID = 7			**7**	**0,006**	**0,001**	**0,007**	**0,333**	**0,007**	**0,006**	**3,33 %**
7	0 = blomsterjord/perlite	-1 én gang i uken	22	8	0	0	0	0	0,000	0,000	0,00 %
2	0 = blomsterjord/perlite	-1 én gang i uken	23	8	0	0	0	0	0,000	0,000	0,00 %
23	0 = blomsterjord/perlite	-1 én gang i uken	24	8	0	0	0	0	0,000	0,000	0,00 %
	SNITT ID = 8			**8**	**0,000**	**0,000**	**0,000**	**0,000**	**0,000**	**0,000**	**0,00 %**
13	-1 = perlite	-1 én gang i uken	25	9	5,21	0,255	5,47	10	0,547	0,521	100,00 %
1	-1 = perlite	-1 én gang i uken	26	9	5,93	0,074	6,01	7	0,858	0,848	70,00 %
25	-1 = perlite	-1 én gang i uken	27	9	5,23	0,836	6,07	8	0,758	0,654	80,00 %
	SNITT ID = 9			**9**	**5,458**	**0,388**	**5,846**	**8,333**	**0,721**	**0,674**	**83,33 %**

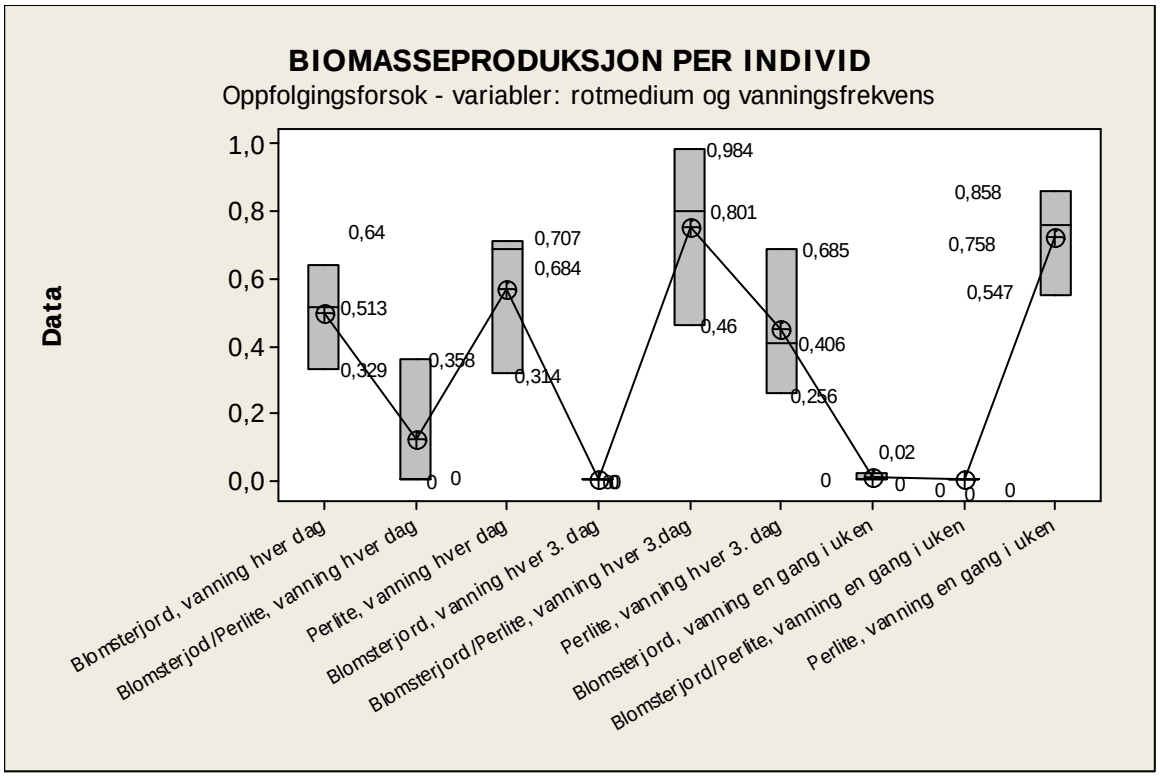
Tabell 7.3.2 Beregninger for responser ved oppfølgingsforsøket

Responspanelet inneholder de samme variablene som ved det første forsøket, men kunne utvides ved å kombinere responsene ”biomasse per sådde frø” med ”biomasse per individ” slik at spireprosent (”spire-%”) kunne innføres som ny respons. Responsen er av stor faglig interesse siden en ønsker å vite under hvilke forutsetninger de fleste frø kommer til å spire. Spireprosenten beregnes ved forholdet mellom spirende individer og sådde frø. Både biomasse per sådd frø (som tar hensyn til spiring per sådde frø) og faktisk biomasse per individ viser en sammenheng. Det kan tenkes at noen betingelser gir rom for få, pene individer, mens andre lar alle spire med tilsvarende mindre ressurser per individ. Dersom forsøket hadde blitt kjørt overe lengre tid, ville denne sammenhengen komme sterkere inn ved analysen.

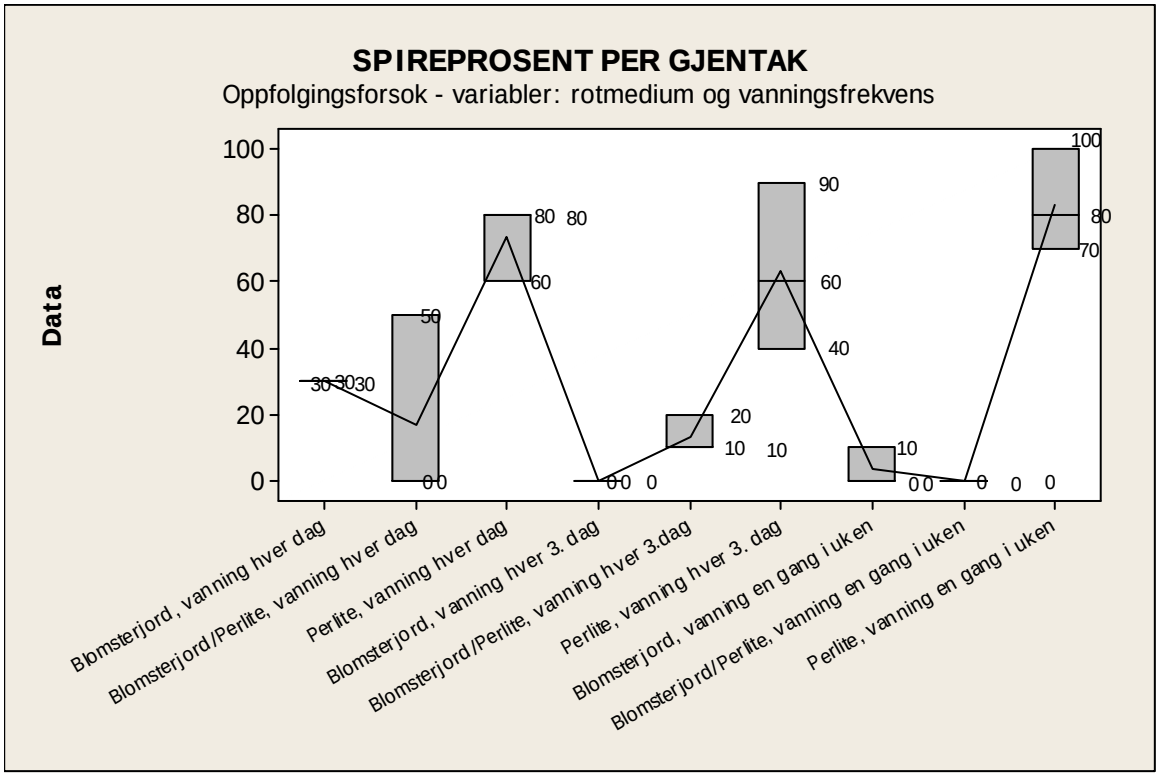
Forholdene fra tabell 7.3.2 frestilles nå grafisk med et (range-) boksplott. Det er observert forskjellige forhold mellom total biomasseproduksjon per gjentak og biomasseproduksjon per individ.



Figur 7.3.2 Boksplott av total biomasseproduksjon per gjentak – oppfølgingsforsøk



Figur 7.3.3 Boksplott av biomasseproduksjon per individ – oppfølgingsforsøk



Figur 7.3.4 Boksplott av estimert spireprosent per gjentak – oppfølgingsforsøk

Ved et første øyekast på boksplottene som viser hele spennvidde av responsene, viste det seg at valget av kombinasjon mellom rotmedium og vanningsfrekvens ga mange opplysninger. Det ble observert at vanning én gang i uken med perlite som rotmedium førte til god biomasseproduksjon og stabile resultater. Interessant er også at en blanding med blomsterjord og perlite (50/50) har brakt frem meget pene individer, men veldig få frø spirte per gjentak. Spireprosenten ved blomsterjord og vanning én gang i uken var meget stabilt, også de andre responsene.

Det forventes igjen noen problemer med gjennomføring av ANOVA-analysen. Vi får for total biomasseproduksjon under utelatelse av forsøksledd med kun nullvekst følgende resultater:

One-way ANOVA: ID 1; ID 2; ID 3; ID 5; ID 6; ID 7; ID 9
Respons: < Total biomasseproduksjon per gjentak i gram>
Avhengig av rotmedium og vanningsfrekvens

```
Source  DF      SS     MS     F      P
Factor   6   80,78  13,46  8,16  0,001
Error   14   23,10   1,65
Total   20  103,88

S = 1,284   R-Sq = 77,77%   R-Sq(adj) = 68,24%


                        Individual 95% CIs For Mean Based on
                        Pooled StDev
Level  N   Mean  StDev  ------+---------+---------+---------+---
ID 1   3  1,483  0,469        (-----*-----)
ID 2   3  0,597  1,033    (-----*------)
ID 3   3  4,090  1,573                  (-----*------)
ID 5   3  1,076  0,790      (-----*------)
ID 6   3  3,208  2,656             (------*-----)
ID 7   3  0,007  0,012  (-----*-----)
ID 9   3  5,846  0,331                        (-----*------)
                        ------+---------+---------+---------+---
                            0,0       2,5       5,0       7,5

Pooled StDev = 1,284
```

Tabell 7.3.3 Enveis-ANOVA av total biomasseproduksjon per gjentak

Ledd (ID) 7 og ledd (ID) 9 viste store avvik; likeledes viser en F-verdi på over åtte sterke tegn på signifikans. Det skal nå testes igjen med sammenlikning mellom standard og Welchs t-testprosedyre:

Results for: ANOVA-TABELL total biomasse per gjentak. MTW
Standard t-test med antakelse av felles standardavvik

Two-Sample T-Test and CI: ID 7; ID 9

```
Two-sample T for ID 7 vs ID 9

      N    Mean   StDev  SE Mean
ID 7  3  0,0067  0,0115   0,0067
ID 9  3   5,846   0,331     0,19


Difference = mu (ID 7) - mu (ID 9)
Estimate for difference:  -5,83967
95% CI for difference:  (-6,37009; -5,30924)
T-Test of difference = 0 (vs not =): T-Value = -30,57  P-Value = 0,000  DF = 4
Both use Pooled StDev = 0,2340
```

Two-Sample T-Test and CI: ID 7; ID 9
Welchs generelle t-test

```
Two-sample T for ID 7 vs ID 9

      N    Mean   StDev  SE Mean
ID 7  3  0,0067  0,0115   0,0067
ID 9  3   5,846   0,331     0,19


Difference = mu (ID 7) - mu (ID 9)
Estimate for difference:  -5,83967
95% CI for difference:  (-6,66166; -5,01767)
T-Test of difference = 0 (vs not =): T-Value = -30,57  P-Value = 0,001  DF = 2
```

Tabell 7.3.4 T- test sammenlikning mellom ledd 7 og 9 – med og uten antakelse om lik σ

Igjen kan det hevdes at forskjellene er akseptable, men med kun to frihetsgrader viser Welchs generelle test den usikkerheten som kan ligge i datamaterialet når så få gjentak kjøres. Intervallet fra Welchs generelle test er over 50 % større enn intervallet som blir estimert under antakelse av felles standardavvik. Videre analyse vil likevel fortsette med data funnet frem i ANOVA tabell 7.3.3.

Som neste trinn skal de 8 kontrastene beregnes:

BIOMASSE PER GJENTAK KONTRASTBEREGNINGSMATRISE

ROTMEDIUM (X)

VANNINGSFREKVENS (Y)

3 GJENTAK PER LEDD

100 % blomsterjord + ledd (ID) = 1 **1,483** Vanning hver dag +	50/50 blomsterjord/perlite 0 ledd (ID) = 2 **0,597** Vanning hver dag +	100 % perlite - ledd (ID) = 3 **4,090** Vanning hver dag +
100 % Blomsterjord + ledd (ID) = 4 **0,000** Vanning hver 3. dag 0	50/50 blomsterjord/perlite 0 ledd (ID) = 5 = (SP) **1,076** Vanning hver 3. dag 0	100 % perlite - ledd (ID) = 6 **3,208** Vanning hver 3. dag 0
100 % blomsterjord + ledd (ID) = 7 **0,007** Vanning én gang i uken -	50/50 blomsterjord/perlite 0 ledd (ID) = 8 **0,000** Vanning én gang i uken -	100 % perlite - ledd (ID) = 9 **5,846** Vanning én gang i uken -

Tabell 7.3.5 (I) Beregningsmatrise I for kontrastestimater av biomasse per gjentak

KONTRASTENE ENKELT

Lin X

				1,483
	Lin X		**>**	0
	1	0	-1	-4,09
1	1	0	-1	0
1	1	0	-1	0
1	1	0	-1	-3,208
				0,007
				0
				-5,846
				=====
				-11,654

Lin Y

				1,483
				0,597
	1	1	1	4,09
1	1	1	1	0
0	0	0	0	0
-1	-1	-1	-1	0
Lin Y <				-0,007
				0
				-5,846
				=====
				0,317

Kvad X

				1,483
	Kvad X		**>**	-1,194
	1	-2	1	4,09
1	1	-2	1	0
1	1	-2	1	-2,152
1	1	-2	1	3,208
				0,007
				0
				5,846
				=====
				11,288

Kvad Y

				1,483
				0,597
	1	1	1	4,09
1	1	1	1	0
-2	-2	-2	-2	-2,152
1	1	1	1	-6,416
Kvad Y <				0,007
				0
				5,846
				=====
				3,455

Tabell 7.3.5 (II) Beregningsmatrise II for kontrastestimater av biomasse per gjentak (fortsettelse)

KONTRASTENE KOMBINERT

Lin X * Lin Y

				1,483
	Lin X >			0
	1	0	-1	-4,09
1	1	0	-1	0
0	0	0	0	0
-1	-1	0	1	0
Lin Y <				-0,007
				0
				5,846
				=====
				3,232

Lin X * Kvad Y

				1,483
	Lin X >			0
	1	0	-1	-4,09
1	1	0	-1	0
-2	-2	0	2	0
1	1	0	-1	6,416
Kvad Y <				0,007
				0
				-5,846
				=====
				-2,030

Kvad X * Lin Y

				1,483
	Kvad X >			-1,194
	1	-2	1	4,09
1	1	-2	1	0
0	0	0	0	0
-1	-1	2	-1	0
Lin Y <				-0,007
				0
				-5,846
				=====
				-1,474

Kvad X * Kvad Y

				1,483
	Kvad X >			-1,194
	1	-2	1	4,09
1	1	-2	1	0
-2	-2	4	-2	4,304
1	1	-2	1	-6,416
Kvad Y <				0,007
				0
				5,846
				=====
				8,12

Tabell 7.3.5 (III) Beregningsmatrise III for kontrastestimater av biomasse per gjentak (fortsettelse)

Med k = 3 nivåer og n = 3 gjentak og formel 7.1.3 beregnes det kontrastestimatene ($\Psi_{1..8}$).

Analog til 5.3.16 er t brøken gitt ved

$$t = \frac{\hat{\Psi}}{SE} \tag{7.3.1}$$

– der standardfeilen (SE) generelt er gitt ved

$$SE = \sqrt{MSE * \frac{1}{n_{i,j}} * \sum_{i=1}^{k} \sum_{j=1}^{k} c_{i,j}^2} \tag{7.3.2}$$

Da blir t-brøken

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{k} \sum_{j=1}^{k} \sum_{r=1}^{n} c_{i,j,r}\ x_{i,j,r}}{\sqrt{MSE * \frac{1}{n_{i,j}} \sum_{i=1}^{k} \sum_{j=1}^{k} c_{i,j}^2}} \tag{7.3.2}$$

I motsetning til det første botaniske forsøket forefinnes det her kvadratiske kontraster, og dermed blir ikke alle $c_{i,j}^2 = 1$.

Konfidensintervaller for kontrastene ($\Psi_{1..8}$) beregnes generelt:

$$CI_{\Psi} = \hat{\Psi} \pm t * SE \qquad (7.3.6)$$

Det er viktig å legge merke til at SE varierer på bakgrunn av hvilken type kontrast og hvor mange gjentak (*n*) som går inn i beregningene.

Beregningsgrunnlaget for kontrastene fremstilles i tabell (7.3.6) og etterfølgende boksplott (figur 7.3.4).

Basis for beregningene er variansanalysen (tabell 7.3.3), der det antas et felles standardavvik for alle ledd. Det ble 14 frihetsgrader i variansanalysen siden det var N = 21 potter (df_{totalt} = 20) til vurdering og 7 ledd (df_{faktor} = 6).

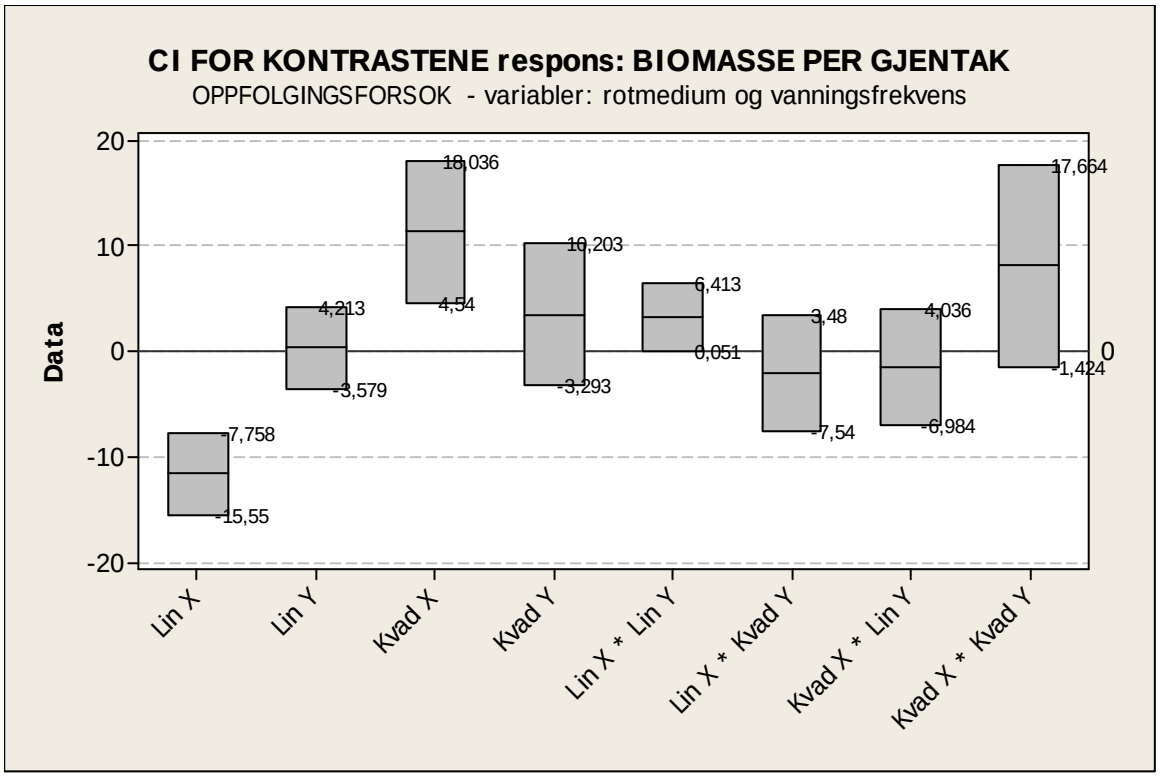
Dermed blir det df_{feil} = 14 for feilestimatet.

Det må anmerkes at intervaller, beregnet etter Welchs t-test, blir ca. 50 % større enn de som kan beregnes under antakelse av felles standardavvik. Ved etterfølgende fremstillinger ble det ikke regnet inn et slikt tillegg. Dette må tas i betraktning ved den avsluttende vurderingen av om det foreligger signifikante kontraster eller ikke. Differansen ble så stor siden usikkerheten (svakheten), med denne testen førte til en reduksjon av frihetsgradene fra 4 til 2. Dette fører til tilsvarende økning av intervallene.

	Biomasse per gjentak							
KONTRASTER	**Ψ**	MSE	$\sum c_{i,j}^2$	**SE**	df	t-verdi	**nedre**	**øvre**
Lin X	-11,654	1,65	6	1,817	14	2,14479	**-15,550**	**-7,758**
Lin Y	0,317	1,65	6	1,817	14	2,14479	-3,579	4,213
Kvad X	11,288	1,65	18	3,146	14	2,14479	**4,540**	**18,036**
Kvad Y	3,455	1,65	18	3,146	14	2,14479	-3,293	10,203
Lin X vs Lin Y	3,232	1,65	4	1,483	14	2,14479	**0,051**	**6,413**
Lin X vs Kvad Y	-2,03	1,65	12	2,569	14	2,14479	-7,540	3,480
Kvad X vs Lin Y	-1,474	1,65	12	2,569	14	2,14479	-6,984	4,036
Kvad X vs Kvad Y	8,12	1,65	36	4,45	14	2,14479	-1,424	17,664

Tabell 7.3.6 Beregning av CI for kontrastene for total biomasse per gjentak

Dersom 0 ∉ CI, har kontrastene vist signifikans på 5 %-nivå.

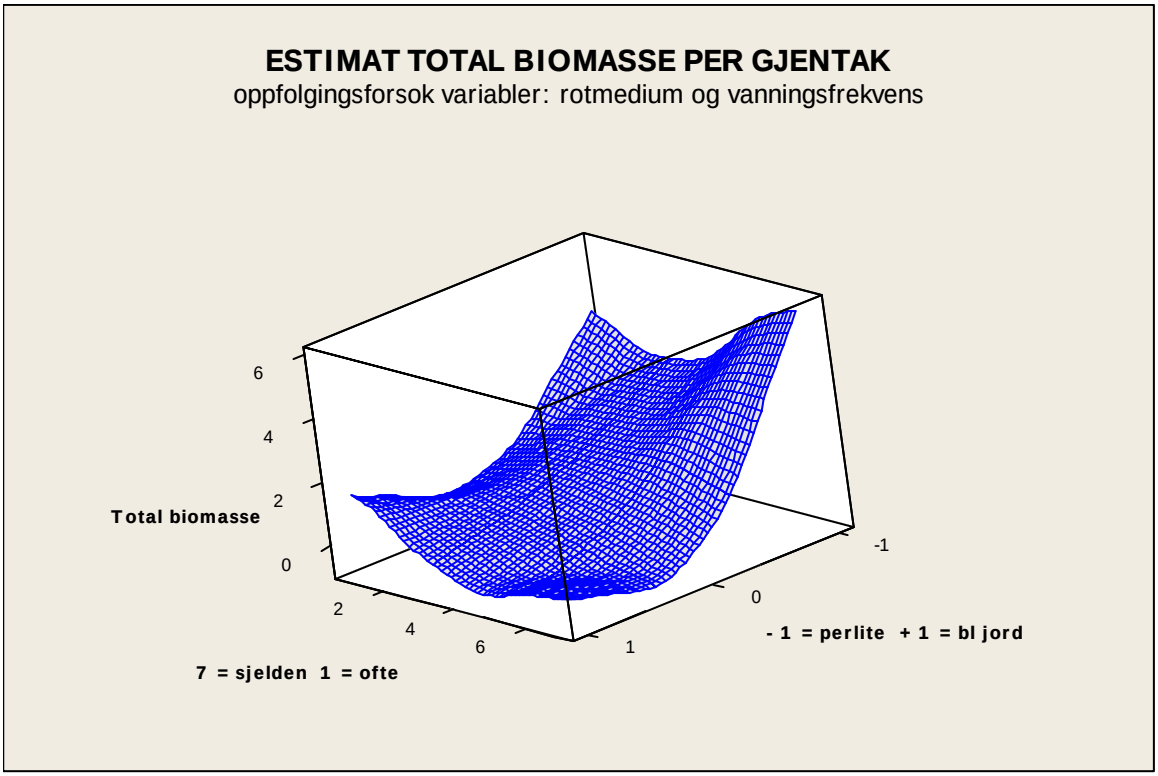


Figur 7.3.5 Boksplott av kontrastene ved oppfølgingsforsøket for biomasse per gjentak

Det kom frem at tre av åtte kontraster viste signifikante tendenser på 5 %-nivå. Tar en i betraktning usikkerheten som ble påvist ved Welchs t-test, vil kontrasten Lin X* Lin Y falle ut samt at det vil bli knapt for den kvadratiske kontrasten i X (rotmedium). Kravene til utarbeiding av et responsflateplott er tilfredsstilt siden det ikke er noe usikkerhet rundt den lineære kontrasten i X (rotmedium). Interessant er også at den lineære kontrasten i X er mye større enn den lineære i Y (vanningsfrekvens), og at kontrastene mellom de kvadratiske kontrastene ikke kunne vise signifikans.

Analysen av responsen biomasse per sådde frø kunne utelates fordi resultatet kan utledes nettopp fra analysert respons, biomasse per gjentak. Det er fordi det ble brukt ti frø ved alle pottene ved oppfølgingsforsøket. Beplantningstetthet ble ikke vurdert ved oppfølgingsforsøket pga. manglende signifikans ved det første forsøket som pga. tidsrammen måtte innhøstes allerede etter 18 dager.

Estimatet for total biomasse per gjentak fremstilles her grafisk i figur 7.3.6:



Figur 7.3.6 Estimat av total biomasse per gjentak

100 % perlite (markert med -1) og sjelden vanning (her markert med tidsrommet mellom vanning = 7 dager) ga beste biomasseproduksjon per gjentak. Dette er i samsvar med forventningen utledet fra den store X kontrasten som representerer rotmedium. En liten mistanke om at vanningsfrekvens kunne være inert styrkes av grafen og de svake Y-kontrastene. Differansene mellom tidsrommene mellom vanningene fremkommer her som mindre vesentlig.

Som neste respons analyseres det biomasseproduksjon per individ som viste interessante forskyvninger, men hovedtendensen i forholdet mellom ledd (ID) 7 og 9 ser lik ut.

One-way ANOVA: ID 1; ID 2; ID 3; ID 5; ID 6; ID 7; ID 9
Respons: <Biomasse per individ målt i gram>

```
Source  DF      SS      MS     F      P
Factor   6  1,4520  0,2420  6,53  0,002
Error   14  0,5186  0,0370
Total   20  1,9706

S = 0,1925   R-Sq = 73,68%   R-Sq(adj) = 62,41%

                          Individual 95% CIs For Mean Based on
                          Pooled StDev
Level  N    Mean   StDev  -------+---------+---------+---------+--
ID 1   3  0,4940  0,1564               (------*------)
ID 2   3  0,1193  0,2067      (-----*------)
ID 3   3  0,5683  0,2206                 (------*------)
ID 5   3  0,7483  0,2659                       (-----*------)
ID 6   3  0,4490  0,2177               (------*------)
ID 7   3  0,0067  0,0115  (------*------)
ID 9   3  0,7210  0,1588                      (------*-----)
                          -------+---------+---------+---------+--
                               0,00      0,35      0,70      1,05

Pooled StDev = 0,1925
```

Tabell 7.3.7 Enveis-ANOVA av biomasseproduksjon per individ <g>

Også her er det store variasjoner i størrelsen på standardavviket, og det må kjøres en sammenlikning mellom standard t-test og Welchs generelle t-test for å kunne verifisere et utsagn om signifikans. Også her brukes den største differansen, mellom ledd (ID) 7 og ledd (ID) 9. Sprikene i variansene står ikke i forhold til estimatene, og derfor vil logaritmering av denne responsen ikke føre videre.

Standard t-test med antakelse av felles standardavvik
Results for: ANOVATABELL total biomasse per individ.MTW
Two-Sample T-Test and CI: ID 7; ID 9

```
Two-sample T for ID 7 vs ID 9

      N    Mean   StDev  SE Mean
ID 7  3  0,0067  0,0115   0,0067
ID 9  3   0,721   0,159    0,092

Difference = mu (ID 7) - mu (ID 9)
Estimate for difference:  -0,714333
95% CI for difference:  (-0,969506; -0,459160)
T-Test of difference = 0 (vs not =): T-Value = -7,77  P-Value = 0,001  DF = 4
Both use Pooled StDev = 0,1126
```

Two-Sample T-Test and CI: ID 7; ID 9
Welchs generelle t-test

```
Two-sample T for ID 7 vs ID 9

      N    Mean   StDev  SE Mean
ID 7  3  0,0067  0,0115   0,0067
ID 9  3   0,721   0,159    0,092


Difference = mu (ID 7) - mu (ID 9)
Estimate for difference:  -0,714333
95% CI for difference:  (-1,109774; -0,318892)
T-Test of difference = 0 (vs not =): T-Value = -7,77  P-Value = 0,016  DF = 2
```

Tabell 7.3.8 Sammenlikning standard og Welchs generelle t-testmetode

Differansen mellom konfidensintervallene er fortsatt store. Videre må det påpekes at det allerede ble brukt den mest ekstreme differansen, den mellom ledd (ID) 7 og 9. Ved tolkning av signifikanser må en også her legge ca 50 % til intervallene som ble beregnet. Fremstillingene og beregningene ble igjen foretatt uten dette tillegget, men ved den avsluttende drøftingen av resultatene vil dette komme i betraktning.

Beregningsmatrisene vises i følgende tabeller:

Kontrastestimatene utarbeides etter følgende tabell:

BIOMASSE PER INDIVID **KONTRASTBEREGNINGSMATRISE**

ROTMEDIUM (X)

VANNINGSFREKVENS (Y)

3 GJENTAK PER LEDD

100 % blomsterjord + ledd (ID) = 1 **0,494** Vanning hver dag +	50/50 blomsterjord/perlite 0 ledd (ID) = 2 **0,119** Vanning hver dag +	100 % perlite - ledd (ID) = 3 **0,568** Vanning hver dag +
100 % blomsterjord + ledd (ID) = 4 **0,000** Vanning hver 3. dag 0	50/50 blomsterjord/perlite 0 ledd (ID) = 5 = (SP) **0,748** Vanning hver 3. dag 0	100 % perlite - ledd (ID) = 6 **0,449** Vanning hver 3. dag 0
100 % blomsterjord + ledd (ID) = 7 **0,007** Vanning én gang i uken -	50/50 blomsterjord/perlite 0 ledd (ID) = 8 **0,000** Vanning én gang i uken -	100 % perlite - ledd (ID) = 9 **0,721** Vanning én gang i uken -

Tabell 7.3.9 (I) Beregningsmatrise I for kontrastestimater av biomasse per individ

KONTRASTENE ENKELT

Lin X

				0,494
	Lin X		**>**	0
	1	0	-1	-0,568
1	1	0	-1	0
1	1	0	-1	0
1	1	0	-1	-0,449
				0,007
				0
				-0,721
				=====
				-1,237

Lin Y

				0,494
				0,119
	1	1	1	0,568
1	1	1	1	0
0	0	0	0	0
-1	-1	-1	-1	0
Lin Y <				-0,007
				0
				-0,721
				=====
				0,453

Kvad X

				0,494
Kvad X			**>**	-0,238
	1	-2	1	0,568
1	1	-2	1	0
1	1	-2	1	-1,496
1	1	-2	1	0,449
				0,007
				0
				0,721
				=====
				0,505

Kvad Y

				0,494
				0,119
	1	1	1	0,568
1	1	1	1	0
-2	-2	-2	-2	-1,496
1	1	1	1	-0,898
Kvad Y <				0,007
				0
				0,721
				=====
				-0,485

Tabell 7.3.9 (II) Beregningsmatrise II for kontrastestimater av biomasse per individ (fortsettelse)

KONTRASTENE KOMBINERT

Lin X * Lin Y

Lin Y < \ Lin X >	1	0	-1	
				0,494
				0
				-0,568
1	1	0	-1	0
0	0	0	0	0
-1	-1	0	1	0
				-0,007
				0
				0,721
				=====
				0,64

Lin X * Kvad Y

Kvad Y < \ Lin X >	1	0	-1	
				0,494
				0
				-0,568
1	1	0	-1	0
-2	-2	0	2	0
1	1	0	-1	0,898
				0,007
				0
				-0,721
				=====
				0,110

Kvad X * Lin Y

Lin Y < \ Kvad X >	1	-2	1	
				0,494
				-0,238
				0,568
1	1	-2	1	0
0	0	0	0	0
-1	-1	2	-1	0
				-0,007
				0
				-0,721
				=====
				0,096

Kvad X * Kvad Y

Kvad Y < \ Kvad X >	1	-2	1	
				0,494
				-0,238
				0,568
1	1	-2	1	0
-2	-2	4	-2	2,992
1	1	-2	1	-0,898
				0,007
				0
				0,721
				=====
				3,646

Tabell 7.3.9 (III) Beregningsmatrise III for kontrastestimater av biomasse per individ (fortsettelse)

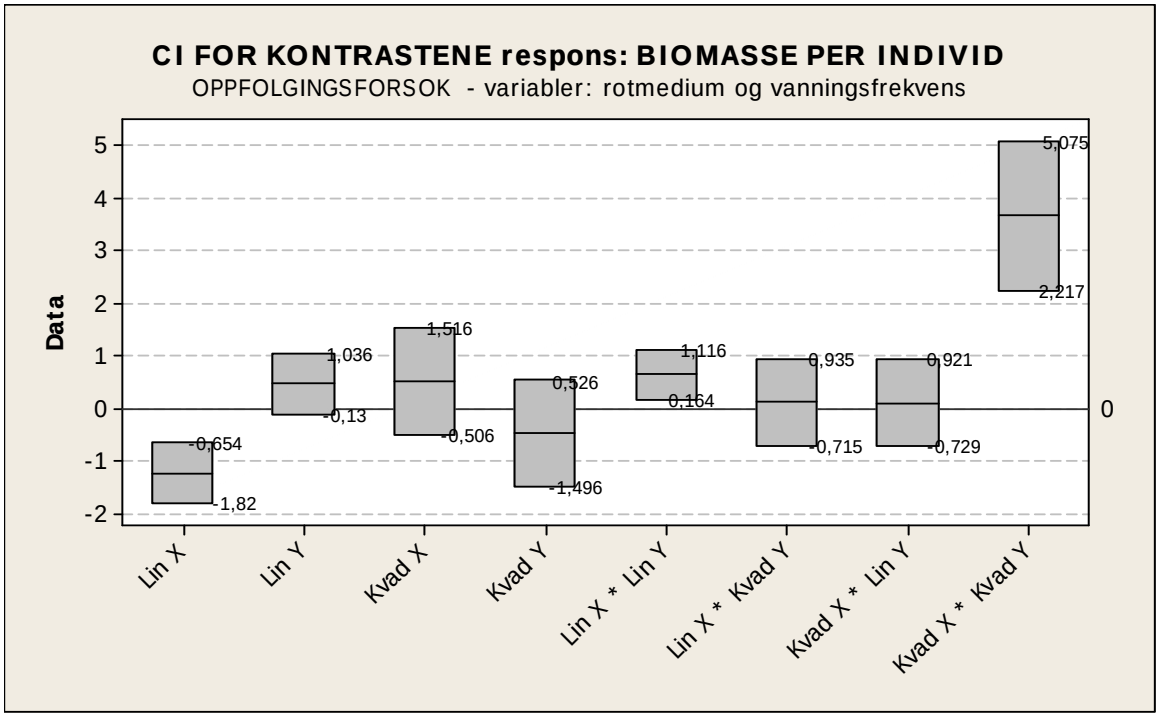
Beregningsgrunnlaget av kontrastene vises i følgende tabell:

	Biomasse per individ							
KONTRASTER	**Ψ**	MSE	$\sum c_{i,j}^2$	**SE**	df	t-verdi	**nedre**	**Øvre**
Lin X	-1,237	0,037	6	0,272	14	2,14479	**-1,820**	**-0,654**
Lin Y	0,453	0,037	6	0,272	14	2,14479	-0,130	1,036
Kvad X	0,505	0,037	18	0,471	14	2,14479	-0,506	1,516
Kvad Y	-0,485	0,037	18	0,471	14	2,14479	-1,496	0,526
Lin X * Lin Y	0,64	0,037	4	0,222	14	2,14479	**0,164**	**1,116**
Lin X * Kvad Y	0,11	0,037	12	0,385	14	2,14479	-0,715	0,935
Kvad X * Lin Y	0,096	0,037	12	0,385	14	2,14479	-0,729	0,921
Kvad X * Kvad Y	3,646	0,037	36	0,666	14	2,14479	**2,217**	**5,075**

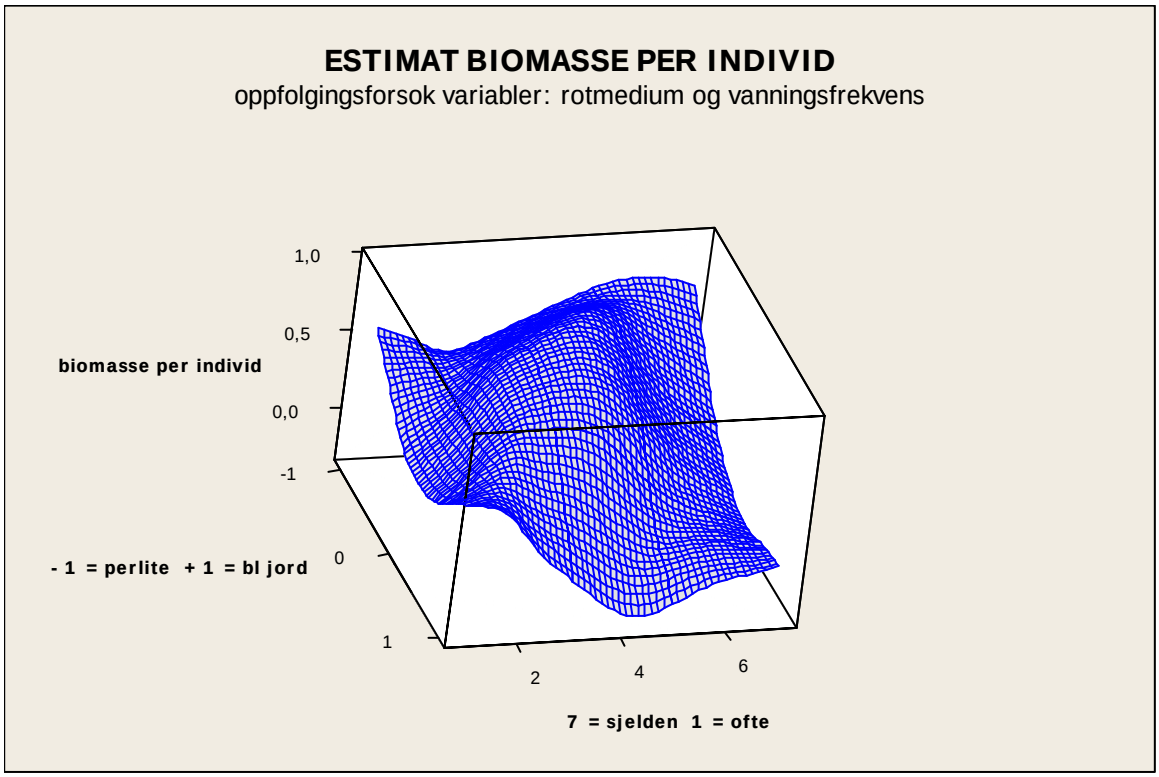
Tabell 7.3.10 Beregning av CI for kontrastene for total biomasse per individ

Også her ville de lineære kontrastene mellom X og Y falle bort når det tas hensyn til tilkommende usikkerhet vist ved Welchs t-test, som er oppe i hele 50 %. Den lineære kontrasten i X ville knapt beholde sin signifikans; derimot ville de kvadratiske kontrastene mot hverandre holde seg stabilt signifikante. For utarbeidelse av en responsflate er det nok å vise at kun én faktor viser signifikans; derfor er også her

kravene for utarbeiding av responsflater oppfylt. Den grafiske fremstilling fremgår av figur 7.3.7. og estimatet vises i figur 7.3.8.



Figur 7.3.7 Boksplott av kontrastene oppfølgingsforsøk av biomasse per individ



Figur 7.3.8 Estimat for biomasse per individ

Det overrasker ikke at begge variablene ga utslag i grafen, siden kun de kvadratiske kontrastene mot hverandre kunne beholde sin signifikans etter at det ble lagt til usikkerhetstillegget pga. forskjellige varianser.

Sjeldent vanning, hver sjette dag med perlite som rotmedium, viste de største og peneste individene. Det vises til gjentak nr. 26 og 27, der en kan se meget kraftige og pene planter når disse betingelsene er gitt som bilde 7.3.9 viser. Det har blitt kraftige og pene, men *få* individer under disse forholdene.

Bilde 7.3.9 Det peneste gjentaket (nr 26) ved oppfølgingsforsøket

For vanning hver fjerde dag med 100 % blomsterjord eller vanning hver syvende dag med 75 % blomsterjord forventes det derimot så godt som null vekst.

Som ny informasjon, vunnet ved kombinasjon av forutgående forsøk, kan *spireprosenten* undersøkes. Denne responsen ga en del interessante forskjeller mellom respons målt i biomasse per gjentak og biomasse per individ. I tillegg har det blitt observert store forskjell i spiring ved forutgående forsøk. Spiring er en generell initialbetingelse for biologisk aktivitet (og dermed biomasseproduksjon), og burde gis spesielt oppmerksomhet i analysen.

Daglig vanning med blomsterjord som rotmedium ga meget eksakt 30 % spiring, en blanding 50/50 blomsterjord/perlite ga konstant lite spiring (ca 15 %), men meget pene individer. Generelt er perlite gunstig for spiring, toppet merkelig nok med sjelden vanning én gang i uken (over 80 %).

Spireprosenten er en respons som er begrenset både oppad og nedad [0..100 %]. Kontraster større enn ± 100 % har ingen direkte mening og tjener kun for å kunne verifisere formelt signifikans.

Analysen følger ellers de vanlige rutinene:

Results for: ANOVATABELL spireprosent oppfølgingsforsøk.MTW
Respon: <spireprosent målt i %>

One-way ANOVA: ID 1; ID 2; ID 3; ID 5; ID 6; ID 7; ID 9

```
Source  DF     SS    MS      F      P
Factor   6  18695  3116  11,48  0,000
Error   14   3800   271
Total   20  22495

S = 16,48   R-Sq = 83,11%   R-Sq(adj) = 75,87%


                        Individual 95% CIs For Mean Based on
                        Pooled StDev
Level  N   Mean  StDev  -----+---------+---------+---------+----
ID 1   3  30,00   0,00          (-----*----)
ID 2   3  16,67  28,87      (-----*-----)
ID 3   3  73,33  11,55                      (-----*-----)
ID 5   3  13,33   5,77     (-----*-----)
ID 6   3  63,33  25,17                  (-----*-----)
ID 7   3   3,33   5,77  (-----*-----)
ID 9   3  83,33  15,28                         (-----*-----)
                        -----+---------+---------+---------+----
                             0        35        70       105

Pooled StDev = 16,48
```

Tabell 7.3.11 Enveis-ANOVA for spireprosenten

Spireprosenten viser mange signifikante forskjeller, som forventet mest ekstrem mellom ledd (ID) 7 og 8, men også mellom ledd 5 og 6, f.eks. Det har avtegnet seg at blomsterjord ikke er noe særlig gunstig for spiring av brekkbønner.

Igjen blir det komplikasjoner med variansanalysen; denne gangen skaffer ledd 1 tekniske problemer:Her hadde alle gjentak eksakt 30 % spiring med den konsekvens

at variansen er 0. Leddet ble likevel ikke tatt ut av variansanalysen. Antall gjentak er såpass lite at det godt kan være sannsynlig at tre gjentak har samme spireprosent i kun ett forsøk. Selvsagt vil kvaliteten av ANOVA-analysen påvirkes av slike spesielle hendelser.

En sammenlikning mellom standard t-test og Welchs t-test vil sikkert gi mer opplysninger:

Standard t-test med antakelse av felles standardavvik

Results for: ANOVATABELL spireprosent oppfølgingsforsøk.MTW
Two-Sample T-Test and CI: ID 3; ID 5

```
Two-sample T for ID 3 vs ID 5

      N   Mean  StDev  SE Mean
ID 3  3   73,3   11,5      6,7
ID 5  3  13,33   5,77      3,3


Difference = mu (ID 3) - mu (ID 5)
Estimate for difference:  60,0000
95% CI for difference:  (39,3056; 80,6944)
T-Test of difference = 0 (vs not =): T-Value = 8,05  P-Value = 0,001  DF = 4
Both use Pooled StDev = 9,1287
```

Welchs generelle t-test

Two-Sample T-Test and CI: ID 3; ID 5

```
Two-sample T for ID 3 vs ID 5

      N   Mean  StDev  SE Mean
ID 3  3   73,3   11,5      6,7
ID 5  3  13,33   5,77      3,3


Difference = mu (ID 3) - mu (ID 5)
Estimate for difference:  60,0000
95% CI for difference:  (27,9299; 92,0701)
T-Test of difference = 0 (vs not =): T-Value = 8,05  P-Value = 0,015  DF = 2
```

Tabell 7.3.12 T- test sammenlikning for spireprosenten: med og uten antakelse om felles σ

Welchs t-test viser nå avvik som passerer 60 % slik at usikkerheten for videre analyse øker enormt gjennom de store avvik i variansene. Dette var som forventet, men ved tolkning og vurdering av signifikanser vil igjen en slik tilleggsfaktor legges til ved avsluttende vurdering.

Kontrastberegningsmatrisen vises i tabell 7.3.13

SPIREPROSENT KONTRASTBEREGNINGSMATRISE

ROTMEDIUM (X)

VANNINGSFREKVENS (Y)

3 GJENTAK PER LEDD

100 % blomsterjord + ledd (ID) = 1 **30,000** Vanning hver dag +	50/50 blomsterjord/perlite 0 ledd (ID) = 2 **16,670** Vanning hver dag +	100 % Perlite - ledd (ID) = 3 **73,330** Vanning hver dag +
100 % blomsterjord + ledd (ID) = 4 **0,000** Vanning hver 3. dag 0	50/50 blomsterjord/perlite 0 ledd (ID) = 5 = (SP) **13,330** Vanning hver 3. dag 0	100 % perlite - ledd (ID) = 6 **63,330** Vanning hver 3. dag 0
100 % blomsterjord + ledd (ID) = 7 **3,330** Vanning én gang i uken -	50/50 blomsterjord/perlite 0 ledd (ID) = 8 **0,000** Vanning én gang i uken -	100 % perlite - ledd (ID) = 9 **83,330** Vanning én gang i uken -

Tabell 7.3.13 (I) Beregningsmatrise I for kontrastestimater av spireprosenten

KONTRASTENE ENKELT

Lin X

				30
	Lin X		**>**	0
	1	0	-1	-73,33
1	1	0	-1	0
1	1	0	-1	0
1	1	0	-1	-63,33
				3,33
				0
				-83,33
				=====
				-186,660

Lin Y

				30
				16,67
	1	1	1	73,33
1	1	1	1	0
0	0	0	0	0
-1	-1	-1	-1	0
Lin Y <				-3,33
				0
				-83,33
				=====
				33,34

Kvad X

				30
	Kvad X		**>**	-33,34
	1	-2	1	73,33
1	1	-2	1	0
1	1	-2	1	-26,66
1	1	-2	1	63,33
				3,33
				0
				83,33
				=====
				193,320

Kvad Y

				30
				16,67
	1	1	1	73,33
1	1	1	1	0
-2	-2	-2	-2	-26,66
1	1	1	1	-126,7
Kvad Y <				3,33
				0
				83,33
				=====
				53,34

Tabell 7.3.13 (II) Beregningsmatrise II for kontrastestimater av spireprosenten (fortsettelse)

KONTRASTENE KOMBINERT

Lin X * Lin Y

				30
	Lin X >			0
	1	0	-1	-73,33
1	1	0	-1	0
0	0	0	0	0
-1	-1	0	1	0
Lin Y <				-3,33
				0
				83,33
				=====
				36,67

Lin X * Kvad Y

				30
	Lin X >			0
	1	0	-1	-73,33
1	1	0	-1	0
-2	-2	0	2	0
1	1	0	-1	126,66
Kvad Y <				3,33
				0
				-83,33
				=====
				3,330

Kvad X * Lin Y

				30
	Kvad X >			-33,34
	1	-2	1	73,33
1	1	-2	1	0
0	0	0	0	0
-1	-1	2	-1	0
Lin Y <				-3,33
				0
				-83,33
				=====
				-16,67

Kvad X * Kvad Y

				30
	Kvad X >			-33,34
	1	-2	1	73,33
1	1	-2	1	0
-2	-2	4	-2	53,32
1	1	-2	1	-126,7
Kvad Y <				3,33
				0
				83,33
				=====
				83,31

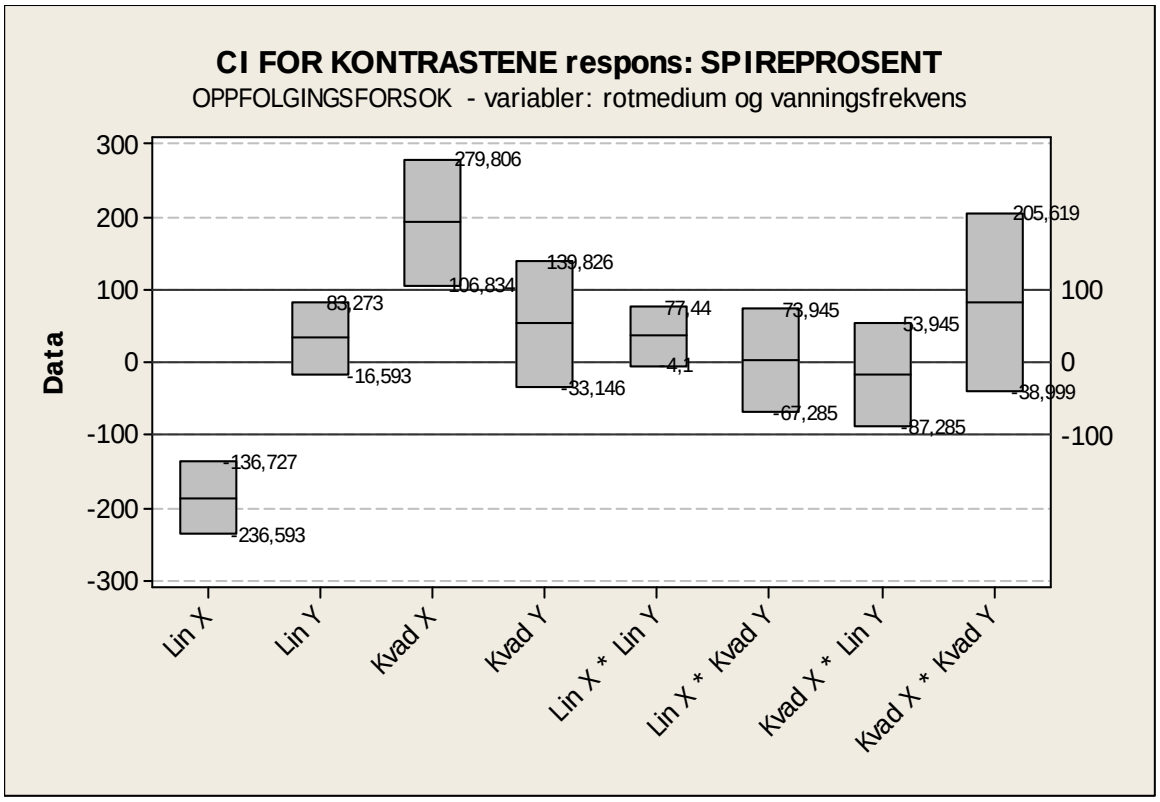
Tabell 7.3.13 (III) Beregningsmatrise III for kontrastestimater av spireprosenten (fortsettelse)

Det beregnes nå konfidensintervallene:

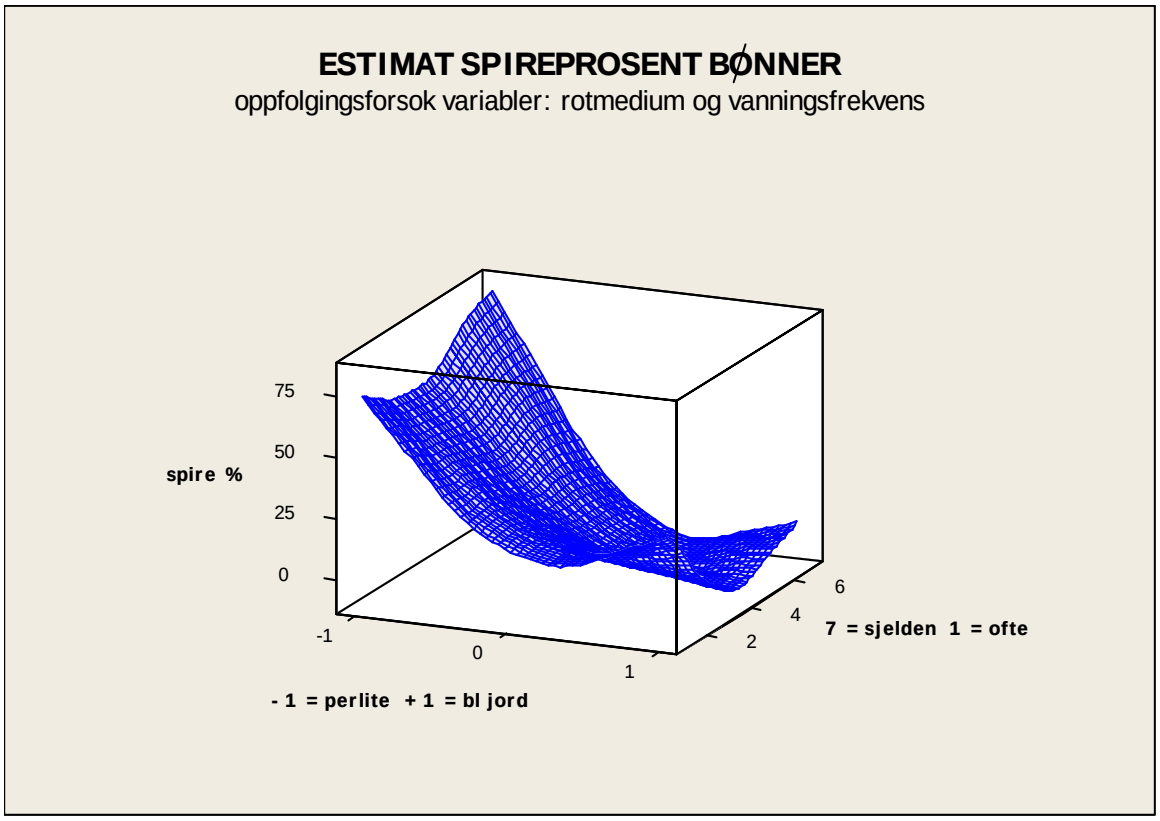
	SPIREPROSENT							
KONTRASTER	**Ψ**	MSE	∑ci,j^2	**SE**	df	t verdi	**nedre**	**øvre**
Lin X	-186,66	271	6	23,28	14	2,14479	**-236,593**	**-136,727**
Lin Y	33,34	271	6	23,28	14	2,14479	-16,593	83,273
Kvad X	193,32	271	18	40,32	14	2,14479	**106,834**	**279,806**
Kvad Y	53,34	271	18	40,32	14	2,14479	-33,146	139,826
Lin X vs Lin Y	36,67	271	4	19,01	14	2,14479	-4,100	77,440
Lin X vs Kvad Y	3,33	271	12	32,92	14	2,14479	-67,285	73,945
Kvad X vs Lin Y	-16,67	271	12	32,92	14	2,14479	-87,285	53,945
Kvad X vs Kvad Y	83,31	271	36	57,03	14	2,14479	-38,999	205,619

Tabell 7.3.14 Beregning av konfidensintervaller for kontrastestimater

Selv om en legger 60 % til intervallene, vil signifikansene for lineær X og kvadratisk X-kontrasten holde seg uansett. Dette viser at rotmedium er den sentrale faktoren for spiringen; vanningsfrekvens har så godt som ingen innflytelse her. Grafisk fremstilling av konfidensintervallene for kontrastene fremgår av følgende boksplott (figur 7.3.10); estimatet vises i figur 7.3.11.



Figur 7.3.10 Boksplott av kontrastestimatene for spireprosent



Figur 7.3.11 Estimat spireprosent bønner

Estimatet viser at spireprosenten hovedsakelig vil avhenge av rotmedium. Dette er som forventet, siden både lineære og kvadratiske kontraster for X (rotmedium) viste så sterke signifikanser at de ikke kunne settes til side med resultater av et 60 % større usikkerhetsmoment som Welchs t-test pekte til.

Perlite gir signifikant bedre spiring for brekkbønner enn blomsterjord. Det ser ut til at en blanding mellom perlite og blomsterjord og sjelden vanning vil være forhold som gir dårligst spiring. Totalt sett fremkommer også ved den grafiske fremstilling av estimatet (figur 7.3.11) vanningsfrekvens her som nesten uvesentlig for spiringen. Dette sår i motsetning til resultater fra forutgående forsøk.

En må tar i betraktning at den spiringen som skjer i starten av vekstprosessen, vil hovedsakelig være avhengig av omgivelsesbetingelser ved *starten* av forsøket.

Forventet spireprosent for brekkbønnene var angitt som 75 % på frøpakningen. Det kunne oppnås verdier over 80 % under optimale forhold, her med 100 % perlite som rotmedium og den gjødslingen som ble beregnet ved det første forsøket.

7.4) Statistisk diskusjon og konklusjon rundt det botaniske oppfølgingsforsøket

På bakgrunn av erfaringer ved det industrielle oppfølgingsforsøket har det blitt lagt vekt på å kjøre nok gjentak per forsøksledd. Det var ønskelig med en 3^3 fullt faktorielt design med minst tre gjentak per ledd, men forsøksrommet var ikke dimensjonert for å kunne gi 81 gjentak noenlunde like lysforhold, noe som er en vesentlig faktor for biologisk produktivitet av individene. Faktorene vanningsfrekvens, rotmedium og vannmengde ble nærmere vurdert i utvalget.

Især vanningsfrekvens har vist overraskende signifikans i det første forsøket, og observasjoner av sterke reaksjoner av brekkbønner mot forskjellig rotmedium ville gi et interessant utgangspunkt for videre undersøkelser. Problemene, oppstått ved valg av nivåene ved vannmengden ga også grunnlag for videre oppfølging.

Det ble til slutt prioritert å undersøke sammenhengen mellom vanningsfrekvens og rotmedium. Begge variablene er kontinuerlige siden rotmedium kunne blandes i ønsket forhold med hverandre. Det bør også nevnes at forutgående forsøk har gitt signifikante resultater ved mist én variabel, noe som danner et tilfredsstillende grunnlag for videregående analyse.

Det var ikke nødvendig med innføring av nye variabler, men kombinasjon av informasjon vunnet gjennom responsene ga en ny respons, spireprosenten. Ved valg av konstant mengde sådde frø per gjentak var det grunnlag for å undersøke denne responsen med tilfredsstillende like forhold per potte.

Resultatet av alle foretatte variansanalyser viser store sprik i størrelsen på de forskjellige standardavvikene, og forekomst av spesielle gjentak (uten spiring) svekket også grunnlaget for analysens troverdighet. Som løsning på saken ble signifikansutsagnet overprøvd med t-tester. Forskjellen mellom (standard) t-tester med antakelse om felles standardavvik og Welchs generelle t-test uten denne

antakelsen viste at de generelle (Welch-) intervallene ved oppfølgingsforsøket var ca. 55 % større enn de intervallene der en gikk ut i fra felles standardavvik. Begrunnelsen ligger i lavere antall frihetsgrader (to istedenfor fire). Dette er en pris for en svakere, men mer realitetsnær test.

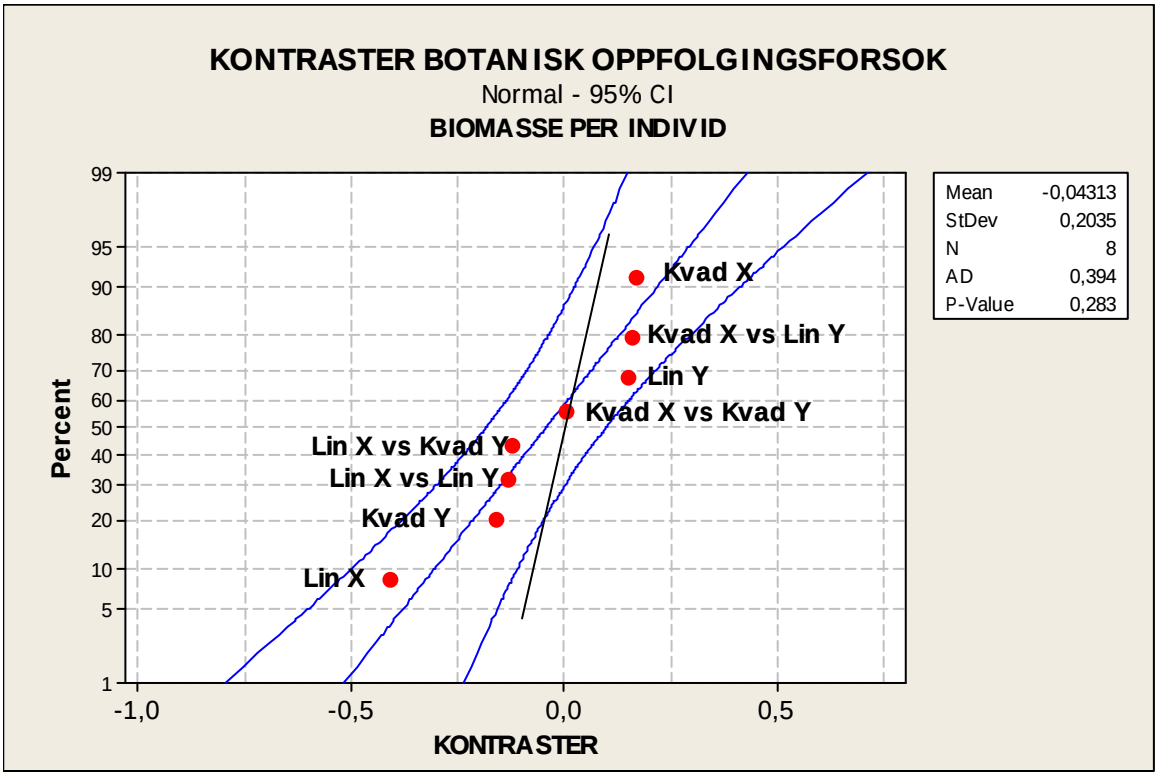
Ved interpretasjon av resultatene bør det derfor legges ekstra usikkerhet til intervallene som ble beregnet, noe som betraktelig avsvekker vunnet informasjon rundt signifikans, men det kunne likevel forsvares et estimat for hver respons som er basert på minst én signifikant kontrast. I motsetning til industriforsøket viser responsestimatene ved det biologiske oppfølgingsforsøket *reale* responsflater.

Kontrastene, betegnet som X og Y (analog til beregningstabellene: X fra venstre – høyre og Y oppe – nede), ble beregnet etter formel 7.3.1 og grafisk fremstilt i figurene 7.3.5, 7.3.7 og 7.3.10 og viste ved biomasse per gjentak sterke innflytelser ved det lineære leddet i begge retninger. Derimot kunne responsen ”biomasse per individ” eller ”spireprosent” by på store forskjeller. X-kontrasten var meget tydelig, mens Y-kontrasten delvis ikke kunne vise signifikans. Når en legger til usikkerhetsfaktoren gjennom estimatfeil pga. forskjellig varians i ANOVA-er som ble kjørt, blir forskjellen enda tydeligere. Det påpekes også at kontrastene i X lineær (”Lin X”) og X kvadratisk (”Kvad X”) er høyt negativt korrelerte ved biomassen per individ og spireprosenten.

Responsene viste for biomasse per gjentak stor betydning for rotmedium og samtidig liten innflytelse fra vanningsfrekvensen. Dette overrasker siden vanningsfrekvensen kom frem som den sterkeste signifikansen i det forutgående forsøket. Den samme tendensen kan konstateres ved spireprosenten. Ved estimatet for biomasse per individ kunne det derimot vises til innflytelse fra både X- og Y-kontrastene, med beste resultat ved hyppig vanning og perlite som rotmedium (som forventet). Dette står i motsetning til maksimalresultatet for spireprosenten og biomassen per gjentak ,der sjelden vanning med perlite som rotmedium ga best produktivitet. Forholdene rundt

vanningsfrekvens viser visuelt den statistiske usikkerheten som eksisterer rundt variabelen ved oppfølgingsforsøket.

For å visualisere forskjellen mellom utført analyse og normalplott analyse, foretatt ved industriforsøket, vises det i figur 7.4.1 et normalplott av kontrastene:



Figur 7.4.1 Normalplott av kontrastene for biomasse per individ

Tar vi regning for estimatene for kontrastene, er lineærkontrast i X-retning den aller største faktoren for signifikanser. Dermed må linjen korrigeres som vist i tegningen. Det er synlig at normalplottet viser mønster som kan tyde på avvik, men det kom ikke tilfredsstillende frem at det er faktisk den lineære kontrasten i X som er årsak til de store signifikansene.

Det konkluderes med at informasjonsmengden som er vunnet ved slike normalplott, er vesentlig mindre enn ved vanlig analyse der alle ledd har nok gjentak, og det blir et

beregningsgrunnlag for et standardavvik, og med dette muligheten for anvendelse av en ANOVA-analyse, selv om det ble utført på delvis tynt grunnlag.

7.5) Skissering av videre oppfølgingsforsøk og ressurssparende forsøkskombinasjoner

Innsparingen av undersøkelser rundt vannmengden viste seg nå som ikke særlig heldig; også oppfølgingsforsøket hadde gjentak der det ikke spirte. Rotmedium viste seg som en meget sentral faktor for vekstbetingelser av plantene. Videre oppfølgingsforsøk vil forutsette en komplett kjemisk analyse av rotmediumet til hvert gjentak. Det har hittil ikke kommet frem større feil ved granskning av fremgangsmåten av de biologiske forsøkene, og derfor er en slik analyse en absolutt forutsetning for å komme årsaken til ikke spiring til bunns. Spiringene ved ledd 7 viste at en økning av antall gjentak kunne eventuelt vise mer informasjon, og mistanken om at de ikke spirte frø er outliere kan ikke avvises med full styrke.

Videre må bruken av blomsterjord, som på forhånd er overdyrket, frarådes ved slike eksperimenter. Perlite er et bedre egnet stoff siden det ikke inneholder noe som helst næring, og dermed vil informasjon om hvilken næringsstoffer plantene trenger ikke så lett bli konfundert. Videre oppfølging kunne f.eks. bli utført med torv som alternativ til blomsterjord.

En annen variant av oppfølging kan være at forsøk kjøres over mye lengre tid slik at beplantningstetthet (og konkurranse om ressurser) vil komme inn som ny signifikans. Likeledes har årsak til at planter døde ikke blitt undersøkt. Slike undersøkelser kunne være meget interessant rundt solsikkeplantene som spirer kraftig og fort, men som viste seg å være sensible for negative innflytelser utenfra.

Hva industriforsøket angår, ser saken noe vanskeligere ut siden alle forsøk ikke kunne vise signifikante utslag ved de variablene som var av interesse. Samtidig har industriforsøket vist klart at en bør sette relevant informasjon i fokus, og ikke generelt ”søke” signifikanser der de ikke er av interesse.

Avhengig av det som er viktig kan det enten

- innledes forsøk rundt kvaliteten av inngående bøssinger ved dreieautomatene. Slike forsøk er meget enkle; en seksjon overvåkes med hyppig kontroll over f.eks. en arbeidsdag. Deretter repeteres forsøket for de andre syv spindlene i automaten. Resultatene undersøkes deretter med en ANOVA der de dårlige seksjonene lettkan bli avslørt eller
- kjøres fordypende undersøkelser rundt herdeprosessen ved bruk av inngående bøssinger som er presisjonsbearbeidet (slipt) *før* de herdes. Utprøving av en avkjølingsrutine der bøssingen møter avkjølingsmediet helt rettvinkelig samt robotstyrte bevegelser i avkjølingsmediet vil sikkert gi stort forbedringspotensial. Men investeringer i roboter for slikt arbeid medbringer høye kostnader, noe som gjør grundige forundersøkelser nødvendig.

8. Konklusjon

Gjennomføring og analysen av til sammen fire forsøk innen to helt forskjellige fagområder har vist hvor faktorielle designer kan anvendes ved analyse av helt konkrete problemstillinger. Forsøksserien kunne skaffe et praktisk bilde av en mangfoldig arbeidssituasjon av en forsøksanalytiker. Meget tydelig kunne vises hvor mye informasjon det går tapt dersom det ikke kjøres gjentak. Analysen av det industrielle forsøket ga i seg selv vesentlig mindre informasjon enn datamaterialet fra de biologiske forsøkene. Selv om arbeidsoppgaven ved det industrielle forsøket var en helt konkret problemstilling, ga resultatene opplysning om at problemet med kast av bøssingene hadde en annen årsak enn herding. I ettertid går det frem at anvendelse av Lenths test om *ikke- signifikans* ville være en bedre fremgangsmåte for å handtere slike data mer effektivt.

Det var et viktig punkt å følge de arbeidsprinsippene som en EN 29 001-sertifisert bedrift (Nammo Raufoss AS) krever, både ved forsøkene som pågikk der eller ved gjennomføring av de biologiske undersøkelser som hjemmeforsøk. **Kvalitetssikring av datamaterialet** har vært et sentralt punkt gjennom hele oppgaven.
De biologiske forsøkene kunne vise mange muligheter for hvordan informasjon av forskjellige forsøk og responser kan kombineres for å få ny informasjon som er relevant. Det kunne vises til dels kraftige signifikanser ved den botaniske problemstillingen. Iså måte har forsøkene utfylt hverandre ved å vise begge situasjoner forskningspersonell kan møte: enten å få bekreftet antakelser med signifikanser, enten direkte eller indirekte gjennom konfunderte variabler, eller å kunne konstatere ikke-signifikans og dermed danne grunnlag for etterforskning av andre årsaker enn de som dannet utgangspunkt for forskningsoppdraget.

9. Kildeliste

Baker, A.G (1991): Novel and Usable Properties of Saturated Factorial Designs. The Statistican, Vol. 40, No. 1, (1991) pp. 3–9.

Box, Georg E.P., Hunter, J.Stuart, Hunter, William G. (2005): Statistics for Experimenters. Design, Innovation and Discovery, A John Wiley & Sons, New Jersey

Breuer, J.P, EN ISO 9000:2000 ff umsetzen (3. Auflage, 2008), Hanser, Muenchen).

Cuthbert, Daniel (1976): Applications of Statistics to Industrial Experimentation. John Wiley & Sons, New York, London Sydney, Toronto

Cuthbert, Daniel (1982): Sequences of Fractional Replicates in the 2^{p-q} Series. American Statistical Association Journal, June 1962.

Deutsche Norm DIN ISO 9000 / EN 29 000 (1990), Beuth, Berlin.

Deutsche Norm DIN ISO 9001 / EN 29 001 (1990), Beuth, Berlin.

Flury, Bernhard (1997): A first Course in Multivariate Statistics, Springer, New York, Berlin, Heidelberg, Paris m.fl.

Johnson, Dallas E (1998): Applied Multivariate Methods for Data Analysis, Duxbury Press, Kansas

Lenth, Russell V (1989): Quick and Easy Analysis of Unreplicated Factorials. Technometrics, november 1989, vol. 31, NO. 4.

Mardia,K.V., Kent, J.T and Bibby, J.M (2003): Multivariate Analysis, Academic Press, Amsterdam, Heidelberg, London, Tokyo, m.fl.

Moore, David S. and McCabe, George P (2003): Introduction to the Practice of Statistics. W.H. Freeman and Company, New York

Norvig, Peter, (Director of Research for Google ™): Warning Signs in Experimental Design and Interpretation (http://norvig.com/experiment-design.html nedlastet 28.3.08)

Rice, John A (1995): Mathematical Statistics and Data Analysis (Second Edition), Duxbury Press, Belmont (California)

Schmitt, Robert Prof. Dr. Ing. (Vorlesung Qualitaetsmanagement Nr. 04: Qualitaet und Wirtschaftlichkeit, (2005) nedlastet mai 12.mai 2008 ved http://www.wzl.rwth aachen.de/de/ebecb2e7d199a686c125736f00454c10/04_v_deu_qualitaet_und_wirts chaftlichkeit.pdf).

Welch, B.L. (1947): The Generalization of “Student’s Problem when Several Different Population Variances are Involved. Biometrika, Vol. 34. No.½. (Jan 1947) pp 28–35.

APPENDIKS A: MÅLERESULTATER INDUSTRIFORSØK I

Bøssing nr.:	KM	KK2	KBH	KGJE	DIA	KMEH	KK2EH	KBHEH	KGJEH	DIAEH	Rekkefølge gruppe.:	Bøssing nr.:	DKM	DKK2	DKBH	DKGJE	DDIA	Forsøks ID (ledd)	hjul	oppv temp	kons AQ	N	oppv h	V / H	temp avkj
1	0,015	0,020	0,035	0,100	25,055	0,040	0,020	0,040	0,100	25,055	1	1	0,025	0,000	0,005	0,000	0,000	6	1	0	1	0	0	1	0
2	0,010	0,040	0,035	0,090	25,065	0,120	0,020	0,040	0,150	25,035	1	2	0,110	0,020	0,005	0,060	0,030	6	1	0	1	0	0	1	0
3	0,025	0,030	0,032	0,100	25,085	0,040	0,080	0,110	0,110	25,075	1	3	0,015	0,050	0,078	0,010	0,010	6	1	0	1	0	0	1	0
4	0,015	0,060	0,035	0,110	25,080	0,050	0,120	0,170	0,140	25,065	1	4	0,035	0,060	0,135	0,030	0,015	6	1	0	1	0	0	1	0
5	0,020	0,050	0,050	0,090	25,070	0,080	0,080	0,070	0,140	25,060	1	5	0,060	0,030	0,020	0,050	0,010	6	1	0	1	0	0	1	0
6	0,020	0,040	0,055	0,110	25,070	0,100	0,110	0,160	0,180	25,025	1	6	0,080	0,070	0,105	0,070	0,045	6	1	0	1	0	0	1	0
7	0,030	0,060	0,060	0,100	25,070	0,050	0,080	0,090	0,130	25,065	1	7	0,020	0,020	0,030	0,030	0,005	6	1	0	1	0	0	1	0
8	0,020	0,020	0,020	0,060	25,060	0,070	0,040	0,080	0,050	25,065	1	8	0,050	0,020	0,060	0,010	0,005	6	1	0	1	0	0	1	0
9	0,020	0,060	0,055	0,040	25,065	0,030	0,030	0,040	0,030	25,012	2	9	0,010	0,030	0,015	0,010	0,053	2	0	1	1	1	0	0	0
10	0,030	0,030	0,040	0,090	25,075	0,080	0,040	0,070	0,110	25,090	2	10	0,050	0,010	0,030	0,020	0,015	2	0	1	1	1	0	0	0
11	0,020	0,020	0,015	0,040	25,065	0,040	0,080	0,150	0,060	25,085	2	11	0,020	0,060	0,135	0,020	0,020	2	0	1	1	1	0	0	0
12	0,010	0,030	0,030	0,080	25,060	0,040	0,020	0,030	0,070	25,090	2	12	0,030	0,010	0,000	0,010	0,030	2	0	1	1	1	0	0	0
13	0,010	0,050	0,045	0,080	25,065	0,060	0,090	0,150	0,070	25,100	2	13	0,050	0,040	0,105	0,010	0,035	2	0	1	1	1	0	0	0
14	0,020	0,030	0,020	0,060	25,065	0,040	0,090	0,110	0,110	25,085	2	14	0,020	0,060	0,090	0,050	0,020	2	0	1	1	1	0	0	0
15	0,010	0,030	0,025	0,070	25,065	0,050	0,040	0,090	0,100	25,100	2	15	0,040	0,010	0,065	0,030	0,035	2	0	1	1	1	0	0	0
16	0,010	0,030	0,030	0,100	25,070	0,100	0,060	0,180	0,060	25,090	2	16	0,090	0,030	0,150	0,040	0,020	2	0	1	1	1	0	0	0
17	0,010	0,020	0,030	0,070	25,070	0,060	0,100	0,120	0,070	25,090	3	17	0,050	0,080	0,090	0,000	0,020	5	0	0	1	0	1	0	1
18	0,010	0,030	0,040	0,110	25,070	0,050	0,070	0,100	0,120	25,075	3	18	0,040	0,040	0,060	0,010	0,005	5	0	0	1	0	1	0	1
19	0,020	0,040	0,030	0,090	25,070	0,090	0,040	0,080	0,120	25,070	3	19	0,070	0,000	0,050	0,030	0,000	5	0	0	1	0	1	0	1
20	0,015	0,070	0,080	0,100	25,090	0,070	0,050	0,100	0,140	25,125	3	20	0,055	0,020	0,020	0,040	0,035	5	0	0	1	0	1	0	1
21	0,015	0,065	0,065	0,060	25,070	0,090	0,070	0,080	0,080	25,075	3	21	0,075	0,005	0,015	0,020	0,005	5	0	0	1	0	1	0	1
22	0,010	0,025	0,035	0,080	25,080	0,140	0,050	0,050	0,080	25,115	3	22	0,130	0,025	0,015	0,000	0,035	5	0	0	1	0	1	0	1
23	0,010	0,040	0,045	0,050	25,065	0,070	0,100	0,120	0,140	25,075	3	23	0,060	0,060	0,075	0,090	0,010	5	0	0	1	0	1	0	1
24	0,020	0,050	0,035	0,090	25,070	0,090	0,080	0,100	0,140	25,090	3	24	0,070	0,030	0,065	0,050	0,020	5	0	0	1	0	1	0	1
25	0,020	0,040	0,035	0,080	25,070	0,060	0,180	0,220	0,130	25,080	4	25	0,040	0,140	0,185	0,050	0,010	1	1	1	1	1	1	1	1
26	0,010	0,030	0,030	0,080	25,070	0,080	0,160	0,220	0,060	25,070	4	26	0,070	0,130	0,190	0,020	0,000	1	1	1	1	1	1	1	1
27	0,015	0,030	0,045	0,080	25,070	0,110	0,050	0,080	0,110	25,090	4	27	0,095	0,020	0,035	0,030	0,020	1	1	1	1	1	1	1	1
28	0,010	0,030	0,035	0,110	25,075	0,040	0,050	0,060	0,130	25,075	4	28	0,030	0,020	0,025	0,020	0,000	1	1	1	1	1	1	1	1
29	0,015	0,050	0,065	0,130	25,070	0,110	0,110	0,150	0,100	25,130	4	29	0,095	0,060	0,085	0,030	0,060	1	1	1	1	1	1	1	1
30	0,020	0,030	0,030	0,070	25,065	0,050	0,070	0,090	0,090	25,105	4	30	0,030	0,040	0,060	0,020	0,040	1	1	1	1	1	1	1	1
31	0,015	0,040	0,045	0,080	25,070	0,050	0,080	0,110	0,120	25,100	4	31	0,035	0,040	0,065	0,040	0,030	1	1	1	1	1	1	1	1
32	0,010	0,020	0,030	0,100	25,070	0,040	0,070	0,170	0,120	25,070	4	32	0,030	0,050	0,140	0,020	0,000	1	1	1	1	1	1	1	1
33	0,010	0,030	0,045	0,040	25,075	0,090	0,060	0,090	0,070	25,050	5	33	0,080	0,030	0,045	0,030	0,025	4	0	1	0	0	1	1	0
34	0,010	0,015	0,030	0,110	25,065	0,070	0,060	0,090	0,070	25,050	5	34	0,060	0,045	0,060	0,040	0,015	4	0	1	0	0	1	1	0
35	0,010	0,030	0,040	0,040	25,070	0,180	0,120	0,120	0,250	25,050	5	35	0,170	0,090	0,080	0,210	0,020	4	0	1	0	0	1	1	0
36	0,010	0,030	0,040	0,080	25,080	0,090	0,100	0,120	0,200	25,060	5	36	0,080	0,070	0,080	0,120	0,020	4	0	1	0	0	1	1	0
37	0,015	0,030	0,050	0,070	25,070	0,100	0,120	0,190	0,100	25,050	5	37	0,085	0,090	0,140	0,030	0,020	4	0	1	0	0	1	1	0
38	0,015	0,050	0,055	0,070	25,105	0,090	0,100	0,100	0,130	25,110	5	38	0,075	0,050	0,045	0,060	0,005	4	0	1	0	0	1	1	0
39	0,020	0,035	0,040	0,060	25,070	0,070	0,090	0,090	0,120	25,090	5	39	0,050	0,055	0,050	0,060	0,020	4	0	1	0	0	1	1	0
40	0,010	0,050	0,070	0,100	25,070	0,050	0,130	0,120	0,100	25,060	5	40	0,040	0,080	0,050	0,000	0,010	4	0	1	0	0	1	1	0
41	0,020	0,050	0,060	0,030	25,070	0,030	0,100	0,170	0,200	25,070	6	41	0,010	0,050	0,110	0,170	0,000	8	1	0	0	1	1	0	0
42	0,010	0,020	0,030	0,040	25,075	0,050	0,060	0,080	0,100	25,075	6	42	0,040	0,040	0,050	0,060	0,000	8	1	0	0	1	1	0	0
43	0,015	0,050	0,075	0,060	25,070	0,090	0,030	0,030	0,040	25,090	6	43	0,075	0,020	0,045	0,020	0,020	8	1	0	0	1	1	0	0
44	0,010	0,030	0,040	0,100	25,080	0,040	0,050	0,070	0,100	25,100	6	44	0,030	0,020	0,030	0,000	0,020	8	1	0	0	1	1	0	0
45	0,015	0,050	0,045	0,120	25,075	0,060	0,070	0,060	0,150	25,105	6	45	0,045	0,020	0,015	0,030	0,030	8	1	0	0	1	1	0	0
46	0,010	0,040	0,045	0,080	25,070	0,020	0,050	0,050	0,120	25,070	6	46	0,010	0,010	0,005	0,040	0,000	8	1	0	0	1	1	0	0
47	0,010	0,040	0,040	0,080	25,065	0,060	0,060	0,070	0,120	25,080	6	47	0,050	0,020	0,030	0,040	0,015	8	1	0	0	1	1	0	0
48	0,020	0,055	0,060	0,050	25,065	0,080	0,100	0,200	0,090	25,095	6	48	0,060	0,045	0,140	0,040	0,030	8	1	0	0	1	1	0	0
49	0,025	0,030	0,030	0,100	25,070	0,050	0,040	0,050	0,140	25,080	7	49	0,025	0,010	0,020	0,040	0,010	3	1	1	0	0	0	0	1
50	0,020	0,030	0,050	0,080	25,075	0,070	0,050	0,100	0,050	25,065	7	50	0,050	0,020	0,050	0,030	0,010	3	1	1	0	0	0	0	1
51	0,010	0,030	0,050	0,070	25,070	0,030	0,030	0,050	0,050	25,070	7	51	0,020	0,000	0,000	0,020	0,000	3	1	1	0	0	0	0	1
52	0,020	0,025	0,050	0,070	25,080	0,030	0,030	0,040	0,050	25,090	7	52	0,010	0,005	0,010	0,020	0,010	3	1	1	0	0	0	0	1
53	0,010	0,030	0,040	0,030	25,075	0,070	0,070	0,070	0,040	25,050	7	53	0,060	0,040	0,030	0,010	0,025	3	1	1	0	0	0	0	1
54	0,010	0,040	0,050	0,080	25,075	0,030	0,030	0,040	0,110	25,075	7	54	0,020	0,010	0,010	0,030	0,000	3	1	1	0	0	0	0	1
55	0,015	0,025	0,030	0,060	25,075	0,040	0,040	0,070	0,090	25,060	7	55	0,025	0,015	0,040	0,030	0,015	3	1	1	0	0	0	0	1
56	0,015	0,020	0,025	0,080	25,065	0,080	0,080	0,090	0,110	25,075	7	56	0,065	0,060	0,065	0,030	0,010	3	1	1	0	0	0	0	1
57	0,010	0,030	0,050	0,070	25,070	0,100	0,030	0,050	0,260	25,095	8	57	0,090	0,000	0,000	0,190	0,025	7	0	0	0	1	0	1	1
58	0,010	0,020	0,040	0,070	25,095	0,020	0,030	0,070	0,070	25,100	8	58	0,010	0,010	0,030	0,000	0,005	7	0	0	0	1	0	1	1
59	0,020	0,030	0,030	0,060	25,060	0,090	0,070	0,100	0,110	25,040	8	59	0,070	0,040	0,070	0,050	0,020	7	0	0	0	1	0	1	1
60	0,010	0,035	0,050	0,060	25,080	0,120	0,050	0,030	0,130	25,060	8	60	0,110	0,015	0,020	0,070	0,020	7	0	0	0	1	0	1	1
61	0,020	0,015	0,030	0,030	25,080	0,110	0,040	0,060	0,210	25,050	8	61	0,090	0,025	0,030	0,180	0,030	7	0	0	0	1	0	1	1
62	0,020	0,040	0,050	0,080	25,075	0,110	0,080	0,100	0,120	25,035	8	62	0,090	0,040	0,050	0,040	0,040	7	0	0	0	1	0	1	1
63	0,015	0,030	0,035	0,040	25,065	0,070	0,030	0,050	0,150	25,050	8	63	0,055	0,000	0,015	0,110	0,015	7	0	0	0	1	0	1	1
64	0,015	0,020	0,030	0,060	25,070	0,120	0,080	0,100	0,250	25,060	8	64	0,105	0,060	0,070	0,190	0,010	7	0	0	0	1	0	1	1

APPENDIKS B: MÅLERESULTATER INDUSTRIFORSØK II (OPPFØLGINGSFORSØK)

Bøssing nr.:	Forsøk nr.:	DKM	DKM (ABS)	DKK2	DKK2 (ABS)	DKBH	DKBH (ABS)	DKGJE (ABS)	DKGJE	DKGJE VEKT	FORSØKS ID	GJENGE GÅR
1	1	0,08	0,08	-0,03	0,03	-0,02	0,02	0,05	0,05	0,073662	2	fint
2	1	0,03	0,03	0,08	0,08	0,07	0,07	0,01	-0,01	0,064006	2	fint
3	1	0,07	0,07	0,01	0,01	-0,01	0,01	0,015	-0,015	0,054063	2	fint
4	1	0,035	0,035	0,02	0,02	0,02	0,02	0,03	0,03	0,03	2	fint
5	1	0,1	0,1	0,01	0,01	0,01	0,01	0,09	0,09	0,160764	2	fint
6	1	0,04	0,04	0,07	0,07	0,06	0,06	0,07	0,07	0,07	2	trangt
7	2	0,03	0,03	0,08	0,08	0,09	0,09	0,01	-0,01	0,064006	3	fint
8	2	0,085	0,085	0,02	0,02	0,02	0,02	0,03	0,03	0,10225	3	fint
9	2	0,075	0,075	-0,03	0,03	0,02	0,02	0,01	-0,01	0,083217	3	fint
10	2	0,055	0,055	0,03	0,03	0,03	0,03	0,02	0,02	0,02	3	fint
11	2	0,045	0,045	0,05	0,05	0,05	0,05	0,04	0,04	0,102921	3	fint
12	2	0,04	0,04	0,06	0,06	0,1	0,1	0,065	0,065	0,109102	3	fint
13	3	0,07	0,07	0,07	0,07	0,12	0,12	0,11	0,11	0,11	5	fint
14	3	0,01	0,01	-0,03	0,03	-0,02	0,02	0	0	0	5	fint
15	3	0,035	0,035	0,05	0,05	0,03	0,03	0	0	0	5	fint
16	3	0,04	0,04	0,01	0,01	-0,01	0,01	0,04	0,04	0,05893	5	fint
17	3	0,035	0,035	0,04	0,04	0,07	0,07	0,06	0,06	0,06	5	fint
18	3	0,09	0,09	0,05	0,05	0,04	0,04	0,08	0,08	0,139247	5	fint
19	4	0,055	0,055	-0,02	0,02	-0,03	0,03	0,04	0,04	0,04	5	fint
20	4	0,04	0,04	0,04	0,04	0,01	0,01	0	0	0	5	fint
21	4	0,04	0,04	0,06	0,06	0,09	0,09	0,095	0,095	0,095	5	fint
22	4	0	0	0,07	0,07	0,09	0,09	0	0	0	5	fint
23	4	0,03	0,03	0,03	0,03	0,09	0,09	0,035	0,035	0,035	5	fint
24	4	0,02	0,02	0,03	0,03	0,03	0,03	0,02	0,02	0,02	5	fint
25	5	0,06	0,06	0,05	0,05	0,08	0,08	0,03	-0,03	0,03	5	fint
26	5	0,03	0,03	0,02	0,02	0,03	0,03	0,02	0,02	0,085991	5	fint
27	5	0,115	0,115	-0,02	0,02	-0,04	0,04	0,15	0,15	0,15	5	meget lett
28	5	0,045	0,045	-0,01	0,01	0,01	0,01	0,06	0,06	0,06	5	fint
29	5	0,025	0,025	-0,05	0,05	-0,06	0,06	0,07	0,07	0,07	5	fint
30	5	0,03	0,03	0,02	0,02	0,03	0,03	0,04	0,04	0,04	5	fint
31	6	0,045	0,045	0,03	0,03	0,04	0,04	0,01	0,01	0,01	8	fint
32	6	0,05	0,05	0,03	0,03	0,06	0,06	0,04	0,04	0,04	8	fint
33	6	0,045	0,045	0,01	0,01	0,04	0,04	0	0	0	8	fint
34	6	0,11	0,11	0,07	0,07	0,07	0,07	0,095	0,095	0,134602	8	fint
35	6	0,1	0,1	0,04	0,04	0,04	0,04	0,02	-0,02	0,044707	8	trangt
36	6	0,09	0,09	0,04	0,04	0,03	0,03	0,015	0,015	0,015	8	fint
37	7	0,04	0,04	0,04	0,04	0,06	0,06	0,05	0,05	0,072786	6	trangt
38	7	0,055	0,055	0,04	0,04	0,04	0,04	0	0	0	6	fint
39	7	0,015	0,015	0,14	0,14	0,22	0,22	0,03	0,03	0,067061	6	fint
40	7	0,045	0,045	0,04	0,04	0,08	0,08	0	0	0,0306	6	fint
41	7	0,06	0,06	0,04	0,04	0,04	0,04	0,025	0,025	0,069438	6	fint
42	7	0,03	0,03	0	0	-0,01	0,01	0,03	0,03	0,094306	6	fint
43	8	0,07	0,07	0,03	0,03	0,03	0,03	0,02	-0,02	0,074289	5	fint
44	8	0,055	0,055	0,05	0,05	0,11	0,11	0	0	0,070683	5	trangt
45	8	0,025	0,025	0,02	0,02	0,06	0,06	0,01	0,01	0,049981	5	fint
46	8	0,03	0,03	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	-0,02	0,074289	5	fint
47	8	0,045	0,045	0,04	0,04	0,03	0,03	0,02	0,02	0,02	5	fint
48	8	0,01	0,01	0,04	0,04	0,07	0,07	0,01	-0,01	0,046341	5	fint
49	9	0,06	0,06	0	0	-0,01	0,01	0,07	0,07	0,07	1	fint
50	9	0,02	0,02	0,08	0,08	0,1	0,1	0,03	0,03	0,053837	1	fint
51	9	0,04	0,04	0,02	0,02	0,01	0,01	0,04	0,04	0,04	1	fint
52	9	0,03	0,03	0,05	0,05	0,05	0,05	0,04	0,04	0,065065	1	fint
53	9	0,055	0,055	0,04	0,04	0,06	0,06	0,12	0,12	0,130512	1	trangt
54	9	0,045	0,045	0,06	0,06	0,1	0,1	0,02	0,02	0,074289	1	fint
55	10	0,08	0,08	0,05	0,05	0,07	0,07	0,05	0,05	0,05	7	trangt
56	10	0,105	0,105	0,08	0,08	0,07	0,07	0,075	0,075	0,075	7	trangt
57	10	0,06	0,06	0,02	0,02	0,05	0,05	0,055	0,055	0,055	7	trangt
58	10	0,055	0,055	0,05	0,05	0,02	0,02	0,06	0,06	0,107674	7	trangt
59	10	0,18	0,18	0,11	0,11	0,16	0,16	0,12	0,12	0,12	7	trangt
60	10	0,08	0,08	0,1	0,1	0,13	0,13	0,08	0,08	0,08	7	trangt
61	11	0,09	0,09	0,09	0,09	0,14	0,14	0,065	0,065	0,079204	9	trangt
62	11	0,095	0,095	0	0	-0,01	0,01	0,03	-0,03	0,07	9	trangt
63	11	0,04	0,04	0,02	0,02	0,01	0,01	0,03	0,03	0,056929	9	trangt
64	11	0,105	0,105	0,05	0,05	0,1	0,1	0,05	0,05	0,11	9	trangt
65	11	0,085	0,085	0,04	0,04	0,07	0,07	0,01	0,01	0,01	9	trangt
66	11	0,08	0,08	0,02	0,02	0,02	0,02	0,06	0,06	0,095184	9	trangt
67	12	0,06	0,06	0,08	0,08	0,13	0,13	0,03	0,03	0,044197	4	trangt
68	12	0,035	0,035	0,03	0,03	0,04	0,04	0,045	0,045	0,050514	4	fint
69	12	0,025	0,025	0,03	0,03	0,03	0,03	0,01	0,01	0,01	4	trangt
70	12	0,025	0,025	-0,01	0,01	-0,07	0,07	0,02	0,02	0,04948	4	fint
71	12	0,06	0,06	0,11	0,11	0,15	0,15	0,02	0,02	0,02	4	fint
72	12	0,04	0,04	0	0	0,03	0,03	0,02	0,02	0,02	4	fint